

BANCO DE ESPAÑA

UN ESTUDIO DEL CAMBIO DE RÉGIMEN
EN LA VARIABLE INSTRUMENTAL
DEL CONTROL MONETARIO EN ESPAÑA

José Luis Escrivá y Román Santos

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9111

BANCO DE ESPAÑA

UN ESTUDIO DEL CAMBIO DE REGIMEN
EN LA VARIABLE INSTRUMENTAL
DEL CONTROL MONETARIO EN ESPAÑA

José Luis Escrivá y Román Santos (*)

(*) Agradecemos los comentarios y sugerencias de Juan Ayuso, Juan José Dolado, Ignacio Ezquiaga, Fernando Gutiérrez, José Luis Malo de Molina, José Pérez, Teresa Sastre y Juan Luis Vega.

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9111

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la
difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor
conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones
representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente
coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-106-2

Depósito legal: M-29528-1991

Imprenta del Banco de España

INDICE

1. Introducción	5
2. El multiplicador de los activos de caja	11
2.1. El comportamiento de los términos del multiplicador	14
2.2. Estimaciones de la ecuación de creación de liquidez	17
3. La función de reacción del tipo de interés	28
3.1. Definición de variables	30
3.2. Estimación de la función de reacción	33
3.3. Los episodios de control monetario en el marco de la función de reacción estimada	39
3.4. Posibles extensiones de la función de reacción	43
3.4.1. Respuestas asimétricas	44
3.4.2. Respuestas no proporcionales	47
3.4.3. Respuesta al comportamientos de variables del sector real	49
3.4.4. Respuesta al comportamiento de variables del sector público	52
3.4.5. Respuesta al comportamiento de contrapartidas de la cantidad de dinero	55
4. Conclusiones	57
Apéndice 1: derivación del multiplicador de ALP.	60
Apéndice 2: listado de las variables utilizadas en el trabajo	64
A2.1. Variables de la ecuación de creación de liquidez	64
A2.2. Variables de la función de reacción	65
Bibliografía.	69

UN ESTUDIO DEL CAMBIO DE REGIMEN DE LA VARIABLE INSTRUMENTAL DEL CONTROL MONETARIO EN ESPAÑA

1. Introducción

El creciente protagonismo asumido a lo largo de las últimas dos décadas por los bancos centrales en la regulación de liquidez de base del sistema y en el manejo de los tipos de interés hace que adquiera especial importancia el tratamiento otorgado a estas instituciones a la hora de formular modelos del sector monetario de la economía. En este sentido, resultan especialmente relevantes tanto la modelización del comportamiento de las autoridades monetarias y de sus mecanismos de reacción, como la especificación de las vías de influencia de sus decisiones en el conjunto del sistema financiero.

Este trabajo, que se inserta en un proyecto más amplio de construcción de un modelo econométrico para el sector monetario de la economía española, analiza el comportamiento del Banco de España desde la perspectiva de la obtención de formas funcionales que resuman adecuadamente sus actuaciones en materia de política monetaria.

El trabajo toma como punto de partida el estudio de Mauleón, Pérez y Sanz (1986) en el que se justifica la elaboración y utilización de una serie de activos de caja corregidos del sistema bancario como variable resumen más adecuada de las acciones del Banco de España dirigidas a controlar la evolución de los agregados monetarios. Igualmente, en este estudio se estiman ecuaciones de oferta de dinero o de creación de liquidez, para el período 1974-83¹. En estas ecuaciones queda representado esquemáticamente el control ejercido por el Banco de España sobre la oferta de activos de caja, en función de determinados ritmos de crecimiento deseados de un agregado de cantidad de dinero y de la evolución prevista del conjunto de factores que influyen en la relación existente entre ambas variables. Esta relación de multiplicador entre la variable instrumental (activos de caja) y la variable de cantidad de

¹ Otras estimaciones posteriores relacionadas con los multiplicadores monetarios en España pueden encontrarse en Novales (1987) y Escrivá, Espasa, Pérez y Salaverría (1987).

dinero que sirve de objetivo intermedio de la política monetaria (hasta 1983 M3 y, desde entonces, los activos líquidos en manos del público, ALP), se constituye, así, como la magnitud básica que refleja las decisiones de las autoridades monetarias.

Esta forma de entender el proceso de creación de dinero tiene una sólida base teórica en los distintos modelos que, desde mediados de los años sesenta, han venido desarrollando K. Brunner y A. Metzler², a los que han seguido diferentes contrastaciones empíricas, como las realizadas por Frost (1977), y, más recientemente, Rasche y Johannes (1987), para el caso de los Estados Unidos, y Von Hagen (1988, 1990), para el caso de La República Federal Alemana.

Sin embargo, este enfoque encuentra dificultades para integrar distintos fenómenos que han venido manifestándose crecientemente en los últimos años y que han ido introduciendo un componente elevado de endogeneidad en el comportamiento de los activos de caja, ajeno a las decisiones de las autoridades monetarias, cada vez mayor³. Concretamente, la formulación del proceso de creación de liquidez en términos de ecuaciones de multiplicador encuentra dificultades para incorporar factores de oferta que pueden ser fundamentales en la determinación de la cantidad de dinero.

En primer lugar, hay que hacer referencia a aquellos factores que inciden sobre la creación de base monetaria y que, una vez que alcanzan cierta dimensión, inducen un cambio en la elección del objetivo instrumental hacia el tipo de interés. Un crecimiento continuado e intenso del déficit público es un buen ejemplo de ello, especialmente si su financiación no es ortodoxa. Hay que tener presente igualmente que, con frecuencia, se registran perturbaciones muy fuertes en los mercados de crédito y exteriores, cuya naturaleza es difícil de identificar, al menos a corto plazo, que requerirían alteraciones muy intensas del nivel de los tipos de interés, y una

² Una recopilación de los principales trabajos de estos autores puede encontrarse en Brunner y Metzler (1989) y una elaborada síntesis de su visión de la oferta monetaria se presenta en Brunner y Metzler (1990).

³ Charles Goodhart (1984) puso ya de manifiesto a principios de los años ochenta las dificultades para aplicar al caso británico un análisis de la oferta de dinero basado en los multiplicadores monetarios.

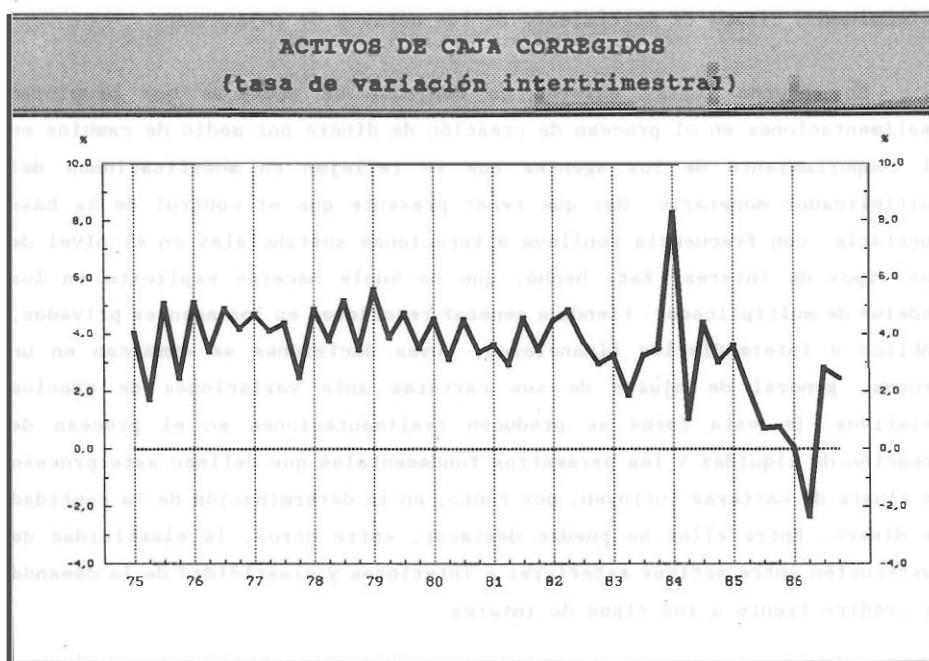
variabilidad de los mismos muy elevada, si se pretendieran asegurar determinados ritmos de crecimiento de los activos de caja.

En segundo lugar, existen un conjunto de factores que propician realimentaciones en el proceso de creación de dinero por medio de cambios en el comportamiento de los agentes que se reflejan en modificaciones del multiplicador monetario. Hay que tener presente que el control de la base monetaria con frecuencia conlleva alteraciones sustanciales en el nivel de los tipos de interés. Este hecho, que no suele hacerse explícito en los modelos de multiplicador, tiende a generar reacciones en los agentes privados, público e intermediarios financieros, cuyas decisiones se enmarcan en un proceso general de ajuste de sus carteras ante variaciones de precios relativos. De esta forma se producen realimentaciones en el proceso de creación de liquidez y los parámetros fundamentales que definen este proceso de ajuste de carteras influyen, por tanto, en la determinación de la cantidad de dinero. Entre ellos se pueden destacar, entre otros, la elasticidad de sustitución entre activos exteriores e interiores y elasticidad de la demanda de crédito frente a los tipos de interés.

En el caso español, todos estos fenómenos han ido adquiriendo una notable importancia a lo largo de la segunda parte de los años ochenta. Por ello, la primera cuestión que se suscita en este trabajo es determinar si, a pesar de la incidencia de dichos fenómenos, ecuaciones de creación de liquidez del tipo de las estimadas por Mauleón, Pérez y Sanz continúan presentando buenas propiedades cuando se incorporan a la muestra los datos de los años centrales de la década de los ochenta.

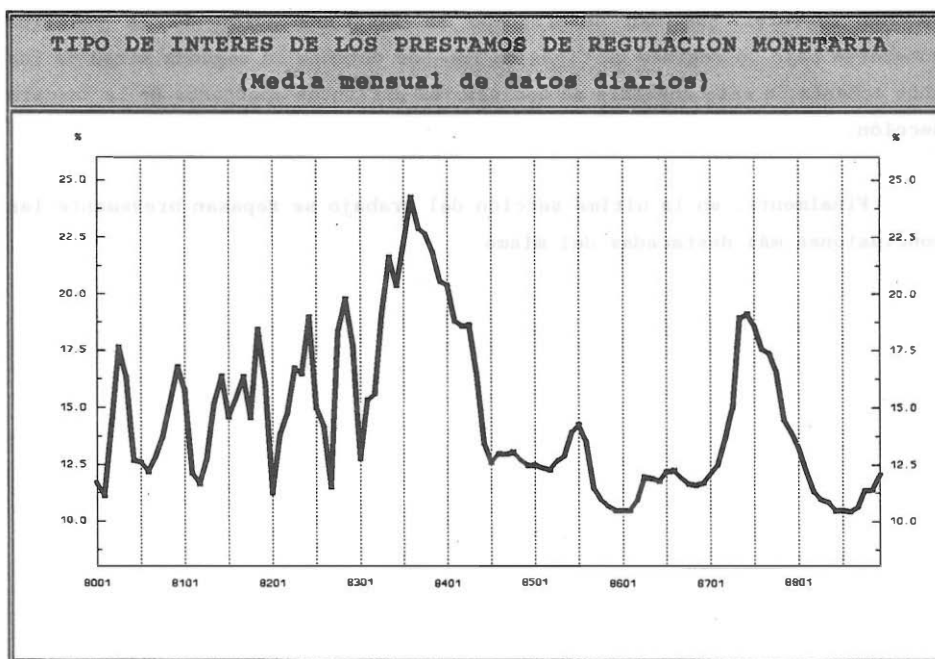
La simple observación del gráfico 1, en el que se presentan los ritmos de crecimiento de los activos de caja corregidos, da pie a pensar en una cierta ruptura en el comportamiento de esta variable en torno a 1984. Esta impresión se ve confirmada por los resultados de las estimaciones realizadas, que ponen de manifiesto la existencia de una fuerte inestabilidad en la ecuación de creación de liquidez a partir de ese año. Esta inestabilidad no consigue eliminarse cuando se incorporan nuevas variables a la especificación inicial con el objeto de captar nuevas fuentes de fluctuación en los términos del multiplicador. En la segunda sección del trabajo pueden encontrarse las ecuaciones estimadas y una amplia discusión de los resultados obtenidos.

Gráfico 1



Dado que las ecuaciones de creación de liquidez no parecen constituir una representación adecuada de las acciones de control monetario del Banco de España en los últimos años, en la tercera sección de este trabajo se explora un nuevo enfoque. Un mensaje complementario del que se desprende del gráfico 1 puede encontrarse en el gráfico 2 donde se representa el comportamiento del tipo de interés de intervención del Banco de España a lo largo de los años ochenta. Se pone de manifiesto, de nuevo en torno a 1984, una marcada alteración del comportamiento de esta variable, cuyo rasgos más característicos son, por un lado, una sensible reducción de su variabilidad y, por otra, discontinuidades en su evolución, típicas de lo que suele ser una variable de control. Estos fenómenos inducen a pensar que este tipo de interés ha perdido a partir de 1984 gran parte de su carácter endógeno.

Gráfico 2



Un primer resultado al que puede llegarse de forma relativamente inmediata a partir de la constatación del fuerte aumento en la inestabilidad del multiplicador monetario, es la existencia de cambios muy sustanciales en las conductas de los agentes privados, público e intermediarios financieros, que subyacen a los movimientos de dicho multiplicador. Si, como es el caso, de forma paralela a este fenómeno de inestabilidad del multiplicador se detectan modificaciones significativas en el comportamiento de los tipos de intervención del Banco de España, puede apuntarse una segunda conclusión en el sentido de que se ha producido, igualmente, un cambio en la conducta de las autoridades monetarias, en respuesta a estas alteraciones en la forma de

actuar de los agentes privados⁴. Se hace necesario, por tanto, un análisis de los factores que han determinado la instrumentación de la política monetaria bajo un régimen de tipos de interés durante la segunda mitad de los años ochenta; a este análisis se dedican los distintos apartados de la tercera sección.

Finalmente, en la última sección del trabajo se repasan brevemente las conclusiones más destacadas del mismo.

⁴ En realidad, en el cambio de comportamiento del Banco de España en el manejo de los instrumentos de control monetario primaron tanto factores relacionados con la conducta de los agentes privados como consideraciones de carácter más general relacionadas con el diseño global de la política monetaria; véase, en este sentido, el Informe Anual del Banco de España de 1988, págs. 94-99.

2. El multiplicador de los activos de caja.

Como es sabido, a partir del año 1973 el Banco de España empezó a practicar un esquema de control monetario en dos niveles. En el primer nivel, los objetivos finales de la política monetaria, definidos en términos del ritmo de crecimiento del nivel de precios y del producto interior bruto, se persiguen mediante el control de un agregado monetario, que desempeña el papel de objetivo intermedio, entendiéndose que la evolución de dicho agregado informa del comportamiento de las variables finales. Como objetivo intermedio la elección recayó en el agregado M3, que, como ya se ha señalado, fue sustituido a partir de 1984 por ALP.

En el segundo nivel, el crecimiento del agregado monetario se conduce mediante el control directo de una variable instrumental: los activos de caja del sistema bancario.

En esta Sección, la atención se centra en la relación postulada en el esquema anterior entre los activos de caja y ALP. Dicha relación se expresa de una forma sencilla mediante el denominado multiplicador monetario que se deriva en el apéndice 1, de forma análoga al desarrollo analítico realizado por Mauleón, Pérez y Sanz (1986) para el caso de M3.

Tal como señalan estos autores, la utilización de los activos de caja como variable resumen del comportamiento de la autoridad monetaria resulta problemática. En efecto, desde que se estableció el coeficiente de caja en 1973 se han registrado numerosas variaciones de su nivel que, compensadas o no con movimientos en la oferta de reservas bancarias, han ocasionado que la serie estadística de activos de caja presente oscilaciones bruscas que impiden cuantificar adecuadamente las sendas de expansión de la liquidez de base que las autoridades han venido siguiendo.

Además, cualquier modificación en la definición legal de los pasivos o activos computables a efectos del cumplimiento del coeficiente de caja tiene efectos análogos a los anteriores y es un hecho que estas modificaciones, sobre todo por el lado de los pasivos, han existido.

En realidad, el problema que se plantea es el de tratar de formular el

proceso de creación de dinero de forma más adecuada. En la medida de lo posible, resulta conveniente descomponer la cantidad de dinero en, por un lado, una variable instrumental que recoja la acción de la autoridad monetaria y, por otro, un multiplicador monetario que aproxime el comportamiento del público y del sistema bancario.

Una forma de abordar estos problemas consiste en realizar ciertas correcciones a la serie de activos de caja, con el fin de obtener una variable que represente más fielmente el comportamiento de la autoridad monetaria. Estas correcciones engloban las variaciones del nivel del coeficiente de caja, los cambios en la definición de los pasivos computables y la variación de los depósitos mantenidos en el Banco de España por las entidades exentas del cumplimiento del coeficiente de caja. La serie de activos de caja se va ajustando de los cambios en su nivel que son el resultado de las modificaciones señaladas anteriormente. De esta forma se obtiene una nueva variable que se denomina activos de caja corregidos. Esta labor se aborda y se explica con gran detalle en el estudio de Mauleón, Pérez y Sanz (1986). Este estudio recoge también un planteamiento formalizado para deducir el multiplicador monetario que liga M3 con los activos corregidos⁵. Igualmente, aborda la estimación de funciones de oferta de dinero⁶ basadas en el carácter exógeno de los activos de caja corregidos. Estas estimaciones van a ser el punto de partida de la discusión central de esta sección.

Resulta conveniente, antes de seguir avanzando, realizar un breve resumen de dichas estimaciones: tanto para M3 como para ALP se estima un modelo de dos ecuaciones con datos trimestrales desde 1974 hasta 1983 en el que las variables endógenas son el agregado monetario correspondiente y el tipo de interés interbancario. La ecuación en la que se determina ALP, o M3, constituye una linealización del multiplicador aplicando diferencias logarítmicas, introduciendo dinámica en la relación y sustituyendo los términos del multiplicador por las variables explicativas correspondientes. En la especificación de Mauleón, Pérez y Sanz (1986) estas variables se reducen al tipo de interés interbancario (IIM), con el que se captan fluctuaciones del coeficiente de activos de caja excedentes, que es uno de los

⁵En el apéndice 1 se ofrece un desarrollo análogo para el caso de ALP.

⁶Capítulo 5 de la obra citada.

componentes del multiplicador (véase el Apéndice 1).

A partir de estas estimaciones se contrasta, y no se rechaza, la elasticidad unitaria de los dos agregados monetarios respecto a los activos de caja corregidos. Un aspecto importante, y que resulta central para los objetivos de este trabajo, es la estabilidad de las ecuaciones de oferta de dinero. Este tema sólo es tratado por Mauleón, Pérez y Sanz (1986) para el caso de M3 con una muestra adicional de cuatro observaciones correspondientes al año 1984.

Desgraciadamente, 1984, el período del que disponían información estos autores para realizar los contrastes de estabilidad, constituye uno de los episodios más agitados de control monetario desde que en 1973 empezó a realizarse una política monetaria activa. En efecto, en enero de 1984 tiene lugar una reforma sustancial en la normativa del coeficiente de caja, con una elevación sustancial de su nivel, que llega a alcanzar el 20% (máximo legal autorizado en aquel momento⁷), y con una notable ampliación de los pasivos sujetos a su cumplimiento. Estos cambios legales produjeron una fuerte inestabilidad financiera y una pérdida transitoria de control monetario.

Esta situación distorsionó las pautas regulares de comportamiento de las series monetarias y, por tanto, de los multiplicadores. Esto hizo necesario incorporar dos variables artificiales en la estimación en los dos primeros trimestres de 1984 para contrastar la estabilidad del modelo de M3 incluida en el trabajo de referencia. Consecuentemente, el contraste de estabilidad se basaba exclusivamente en los dos últimos trimestres de 1984, con lo que, en realidad, la estabilidad del proceso de creación de liquidez quedaba como una cuestión abierta.

El objetivo de esta sección es, precisamente, comprobar si al disponer de una perspectiva temporal más amplia, y de un mayor número de observaciones para realizar los contrastes de estabilidad, puede continuar afirmándose que el esquema del multiplicador monetario que hasta 1983 se mostraba adecuado para caracterizar la oferta de dinero, y el papel desempeñado en la misma por

⁷En la actualidad, el Banco de España puede elevar el nivel del coeficiente de caja hasta un máximo del 7%.

el Banco de España, siguió siendo válido a partir de ese año o si, por el contrario, se puede concluir que la representación del proceso de creación de dinero mediante dicho esquema ya no es correcta. La pérdida de estabilidad de esta relación constituiría un primer factor a la hora de explicar la existencia de un cambio de régimen en la intervención de la política monetaria.

2.1 El comportamiento de los términos del multiplicador

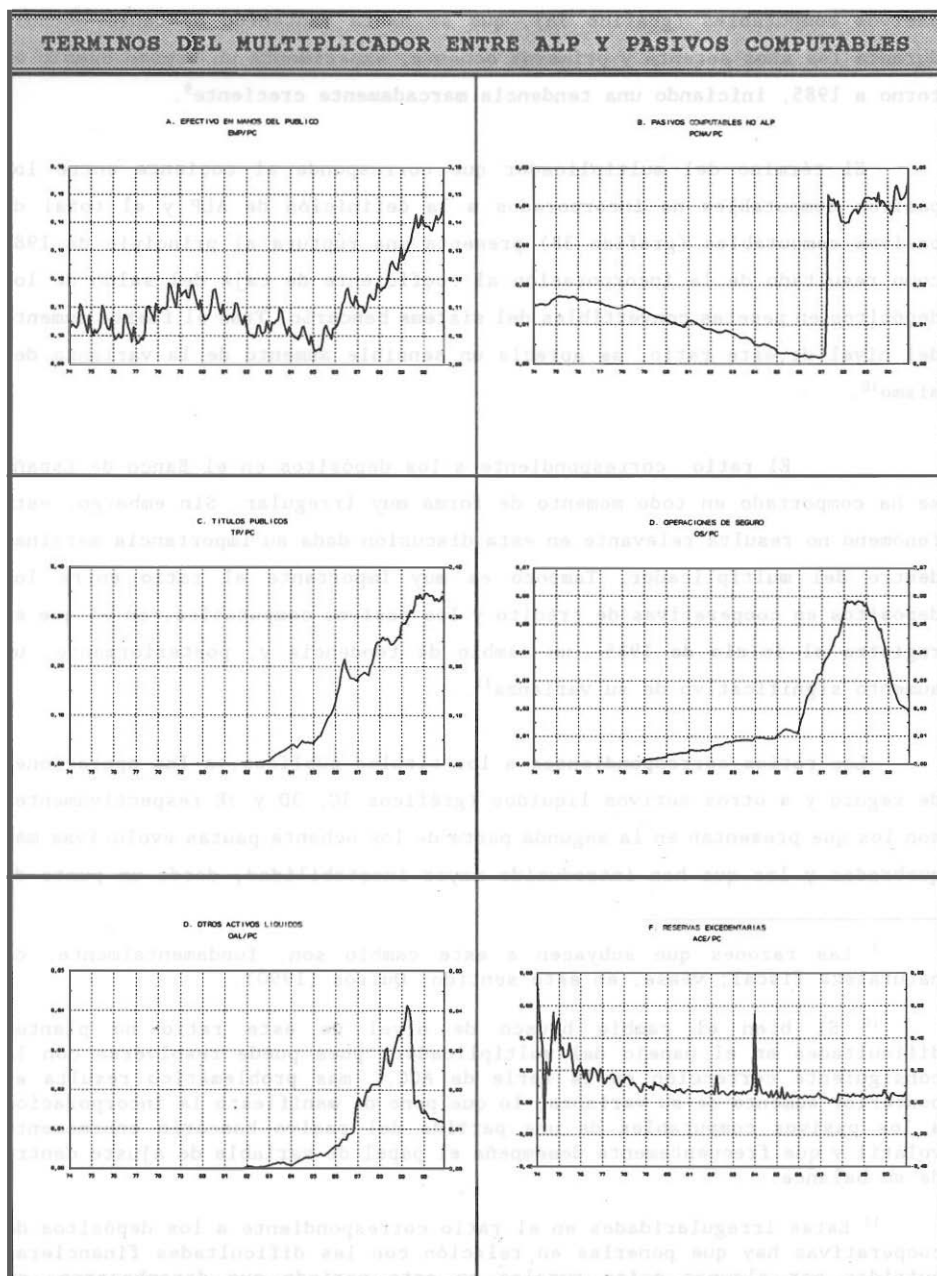
Si se toma como punto de partida la expresión linealizada del multiplicador que se presenta en el apéndice 1, se introduce dinámica y un término estocástico, se obtiene la especificación de la ecuación de creación de liquidez que puede expresarse de forma simplificada como sigue:

$$\Delta \ln ALP_t = f(.) + \alpha(L) \Delta \ln ACC_t + \epsilon_t$$

donde $\Delta \ln ALP_t$ y $\Delta \ln ACC_t$ aproximan respectivamente las tasas de crecimiento de ALP y ACC; $\alpha(L)$ es un polinomio de retardos; $f(.)$ recoge los determinantes de los cambios en el multiplicador; y ϵ_t representa una serie de perturbaciones aleatorias que siguen un proceso "ruido blanco". Una pérdida de estabilidad de la ecuación anterior puede venir propiciada bien por alteraciones en el polinomio $\alpha(L)$, que puede ser el resultado de una mayor endogeneidad de los activos de caja⁸; bien por una ruptura en el proceso generador de ϵ_t , que puede estar asociado a una mayor varianza de las perturbaciones; o bien por inestabilidades en $f(.)$, vinculadas a cambios en las relaciones de comportamiento que subyacen en los términos del multiplicador. En relación con este último fenómeno que puede provocar inestabilidad en el multiplicador y anular así la capacidad informativa de los activos de caja corregidos, resulta ilustrativo observar el gráfico 3 en los que se representan algunos ratios del multiplicador entre ALP y los pasivos computables, de los que pueden extraerse algunas conclusiones.

⁸ El polinomio $\alpha(L)$ engloba el conjunto de factores que propician realimentaciones en el proceso de creación de dinero y que hacen que la respuesta de ALP a las variaciones de los activos de caja no sea instantánea. Cambios en la magnitud de estos factores, o la aparición de nuevos fenómenos, tenderán a producir modificaciones en el valor de los parámetros de este polinomio.

Gráfico 3



La proporción del efectivo en manos del público con respecto a los pasivos computables (gráfico 3A), que se había mantenido bastante estable durante los años setenta y primeros ochenta, experimenta un brusco cambio en torno a 1985, iniciando una tendencia marcadamente creciente⁹.

El término del multiplicador que corresponde al cociente entre los pasivos computables no incorporados a la definición de ALP y el total de pasivos computables (gráfico 3B) presenta una ruptura al principio de 1987 como resultado de la incorporación al coeficiente de caja del saldo de los depósitos en pesetas convertibles del sistema bancario. Tras el fuerte aumento del nivel de este ratio, se aprecia un sensible aumento de la varianza del mismo¹⁰.

El ratio correspondiente a los depósitos en el Banco de España se ha comportado en todo momento de forma muy irregular. Sin embargo, este fenómeno no resulta relevante en esta discusión dada su importancia marginal dentro del multiplicador. Tampoco es muy importante el ratio entre los depósitos en cooperativas de crédito y los pasivos computables, en el que se registra al inicio de 1985 un cambio de tendencia y, posteriormente, un aumento significativo de su varianza¹¹.

Los ratios correspondientes a los títulos públicos, a las operaciones de seguro y a otros activos líquidos (gráficos 3C, 3D y 3E respectivamente) son los que presentan en la segunda parte de los ochenta pautas evolutivas más quebradas y los que han introducido mayor inestabilidad, desde un punto de

⁹ Las razones que subyacen a este cambio son, fundamentalmente, de naturaleza fiscal; véase, en este sentido, Quirós (1990).

¹⁰ Si bien el cambio brusco de nivel de este ratio no plantea dificultades en el manejo del multiplicador, pues puede resolverse con la consiguiente corrección en la serie de ACC, más problemático resulta el posterior aumento de su varianza, lo que pone de manifiesto la incorporación a los pasivos computables de una partida del pasivo bancario enormemente volátil y que frecuentemente desempeña el papel de variable de ajuste dentro de su balance.

¹¹ Estas irregularidades en el ratio correspondiente a los depósitos de cooperativas hay que ponerlas en relación con las dificultades financieras sufridas por algunas cajas rurales en este período que desembocaron, en algunos casos, en absorciones por parte de otras entidades financieras, principalmente cajas de ahorro.

vista estadístico, en el comportamiento del multiplicador. La generalización de procesos de innovación financiera y de prácticas para eludir las regulaciones financieras y fiscales subyacen a estos fenómenos¹².

El coeficiente de reservas excedentes (gráfico 3F) experimentó una notable caída hasta 1982 y, tras un periodo de comportamiento irregular, se ha situado desde 1984 en torno a un valor relativamente estable¹³. De todos modos, las variaciones de este coeficiente tienen, en la actualidad, una importancia secundaria dentro de lo que son las fluctuaciones globales del multiplicador.

La impresión global que se desprende del análisis de los componentes del multiplicador es que en torno a 1984-1985 se producen cambios muy bruscos y generalizados en la evolución de dichos componentes, que pueden estar asociados con rupturas en pautas de comportamiento estables de los intermediarios financieros y de los agentes privados.

2.2 Estimaciones de la ecuación de creación de liquidez

Con el objeto de comprobar si este sensible aumento de la inestabilidad del multiplicador ha supuesto un deterioro en el proceso de oferta de dinero, se ha especificado inicialmente una ecuación de creación de liquidez en la línea del trabajo de Mauleón, Pérez y Sanz (1986). La especificación de esta ecuación puede encontrarse en el cuadro 1¹⁴. En la primera columna de dicho

¹² Hay que tener en cuenta que los instrumentos financieros que aparecen en los numeradores de los ratios anteriores han tenido, al menos en parte del periodo analizado, ventajas en el tratamiento fiscal de sus rendimientos y no han sido computables en el coeficiente de caja.

¹³ El coeficiente de excedentes no sólo ha reducido su variabilidad considerablemente en los últimos años sino que, además, una gran parte de sus fluctuaciones responden a pautas de comportamiento de los agentes bancarios bien definidas y, hasta cierto punto, anticipables; véase, en este sentido, Escrivá y Espasa (1988).

¹⁴ El modelo se ha estimado por mínimos cuadrados ordinarios tras realizar un contraste de Hausman en el que no se rechaza por amplio margen la exogeneidad de la variable de tipos de interés. Se han utilizado como

cuadro se presentan los parámetros estimados con una muestra de datos trimestrales en el período 1974-1983, así como un conjunto de estadísticos con los que evaluar las propiedades de la ecuación estimada¹⁵. Esta estimación arroja resultados similares a los que presenta el modelo del trabajo de referencia. En efecto, la elasticidad de ALP respecto a los activos de caja corregidos resulta ser unitaria; la función de respuesta es análoga y el ajuste del modelo también es similar. El modelo presenta, por otra parte, buenas propiedades estadísticas intramuestrales.

Sin embargo, los ejercicios de estabilidad postmuestreal resultan claramente insatisfactorios. Cuando se añaden a la muestra tres años más, correspondientes al período 1984-86, la estimación se deteriora, resultando especialmente significativa la fuerte reducción de la elasticidad entre ALP y ACC (véase la columna 2 del cuadro 1). Por otro lado, en el gráfico 4 puede observarse la bondad del ajuste del modelo anterior hasta el año 1983 y cómo éste se deteriora de forma considerable en los tres años siguientes.

En el gráfico 5 puede encontrarse la representación de la estimación recursiva de los parámetros más importantes del modelo. Puede apreciarse que, a partir de 1984, los principales parámetros del modelo presentan deslizamientos más marcados y persistentes, así como un mayor grado de oscilación.

instrumentos las variables que aparecen en la ecuación de determinación del tipo de interés que se presentan en Mauleón y Pérez (1984). El valor del contraste es 1,07, que se distribuye como una $\chi^2(1)$.

¹⁵En este cuadro, así como en los sucesivos cuadros en los que se presenten estimaciones, se acompañan junto a los parámetros estimados, los correspondientes estadísticos "t"; SCR denota suma del cuadrado de los residuos; n es el número de observaciones efectivas en la estimación; σ es la desviación estándar de las innovaciones; R^2 es el coeficiente de determinación calculado sobre la variable endógena diferenciada; Q(4) es el estadístico Box-Pierce-Ljung de contraste de autocorrelación de cuarto orden; ARC(2) es un contraste de heterocedasticidad autorregresiva de segundo orden; y B-J denota el contraste de normalidad de Bera y Jarque.

Cuadro 1

ESTIMACION DE LA ECUACION DE CREACION DE LIQUIDEZ (Primera especificación)				
$\Delta \ln ALP_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln ALP_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln ACC_t + \beta_3 \Delta \ln ACC_{t-4} +$ $\beta_4 \Delta^2 IIM_t + \beta_5 T184_t + \beta_6 T284_t +$ $\beta_7 Q1_t + \beta_8 Q2_t + \beta_9 Q3_t + e_t$				
	I trim. 74 IV trim. 83	I trim. 74 IV trim. 86	I trim. 74 IV trim. 84	I trim. 74 IV trim. 86
β_0	0,45 (0,8)	1,59 (3,6)	0,76 (1,3)	1,81 (4,4)
β_1	0,30 (2,7)	0,32 (2,4)	0,21 (1,8)	0,23 (1,9)
β_2	0,50 (6,4)	0,21 (3,8)	0,51 (5,8)	0,27 (4,8)
β_3	0,13 (2,9)	0,09 (1,6)	0,13 (2,6)	0,07 (1,4)
β_4	0,03 (2,0)	0,04 (1,6)	0,02 (1,6)	0,03 (1,6)
β_5			-2,22 (4,9)	-1,48 (2,7)
β_6			0,26 (0,7)	0,50 (1,1)
β_7	0,24 (1,8)	0,36 (1,9)	0,18 (1,2)	0,35 (2,0)
β_8	-0,36 (3,1)	-0,41 (2,5)	-0,31 (2,4)	-0,33 (2,1)
β_9	0,78 (6,2)	0,90 (5,8)	0,78 (5,4)	0,79 (5,3)
SCR	2,74	11,75	3,99	9,95
n	35	47	39	47
σ	0,28	0,50	0,32	0,46
R^2	0,91	0,77	0,90	0,81
Q(4)	7,7	4,4	3,1	3,2
ARC(2)	2,3	0,4	2,6	3,2
B-J	1,1	1,4	0,6	1,7

Gráfico 4

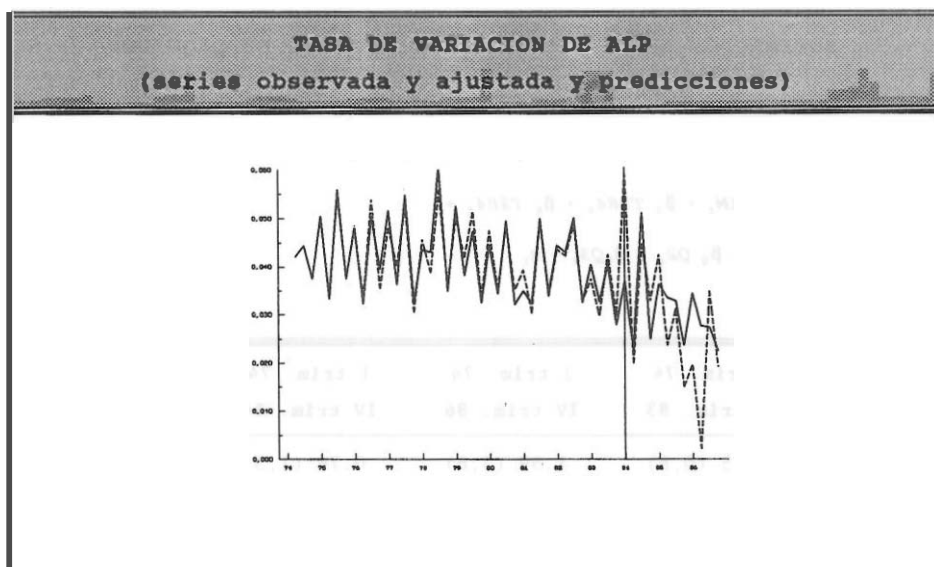
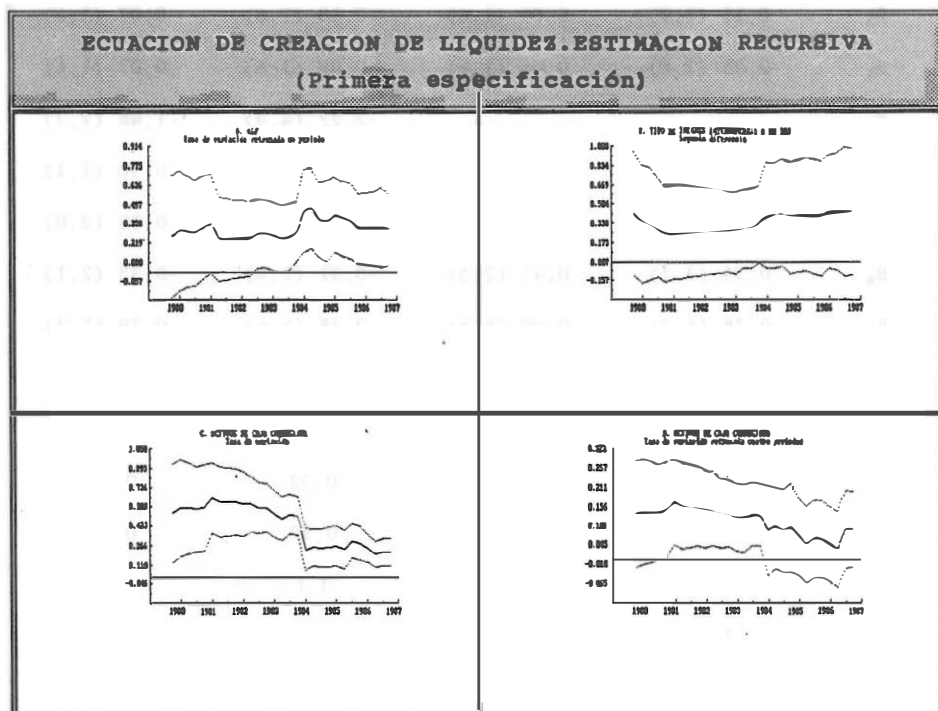
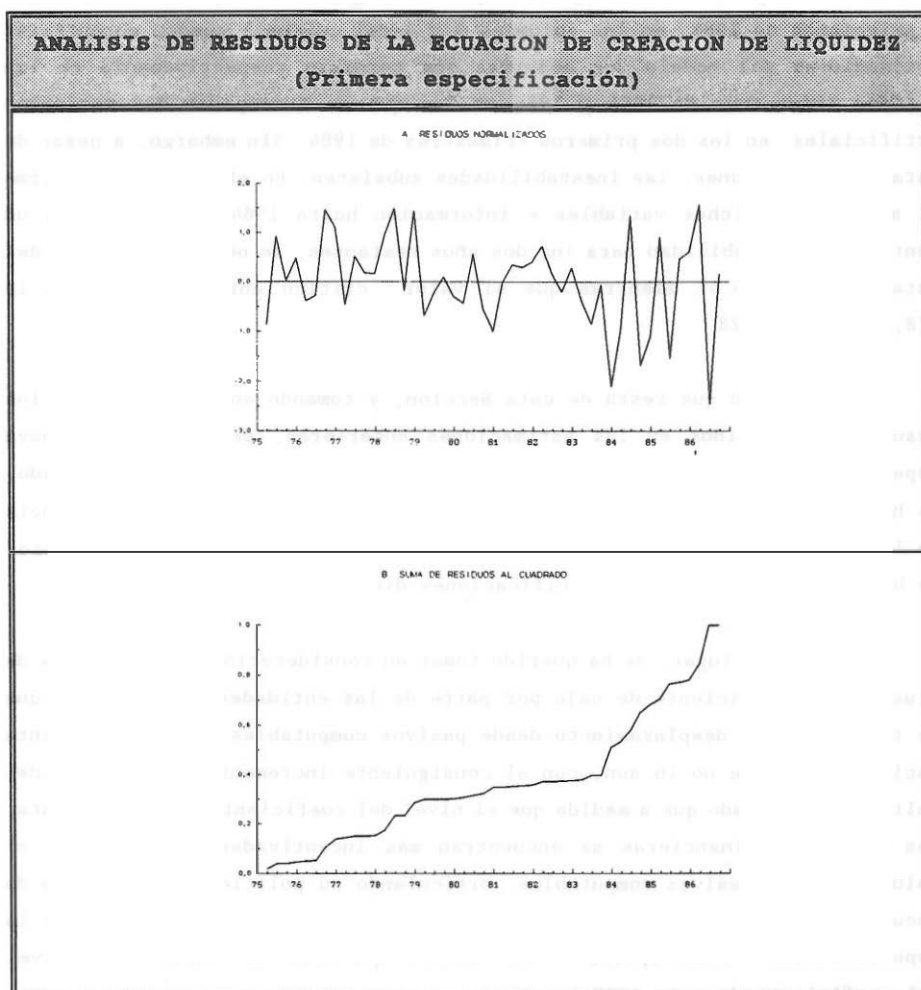


Gráfico 5



En el gráfico 6B se aprecia cómo el ritmo de crecimiento de la suma de los residuos al cuadrado aumenta a partir de 1984, ya que la varianza de los residuos correspondientes al período 1984-1986 es considerablemente mayor que la del período 1974-1983 (véase el gráfico 6A).

Gráfico 6



Asimismo, un contraste de estabilidad de los parámetros tipo Chow realizado para el periodo 1984-86 arroja un valor de 7,40, frente al valor crítico de la $F(12,27)$ de 2,13. Por tanto, la estabilidad del modelo en este período no se acepta por un amplio margen¹⁶.

Con el objeto de asegurarse de que estos problemas de inestabilidad no han venido en gran medida originados por las regulaciones que tuvieron lugar a principios de 1984, en las columnas 3 y 4 del cuadro 1 pueden encontrarse estimaciones del modelo con muestras que terminan respectivamente en los últimos trimestres de 1984 y 1986 en las que se incorporan dos variables artificiales en los dos primeros trimestres de 1984. Sin embargo, a pesar de estas intervenciones, las inestabilidades subsisten. En efecto, si se estima el modelo con dichas variables e información hasta 1984, y se realiza un contraste de estabilidad para los dos años restantes, se obtiene un valor del estadístico de 5,41 mientras que el valor crítico correspondiente a la $F(8,29)$ es de 2,28.

En lo que resta de esta Sección, y tomando en consideración los resultados obtenidos en las estimaciones anteriores, se aborda una nueva especificación del modelo de creación de liquidez, en la que, por un lado, se han incorporado variables que pueden, en principio, captar la influencia de los nuevos fenómenos que afectan al multiplicador monetario y, por otro, se han ensayado distintas especificaciones dinámicas alternativas.

En primer lugar, se ha querido tomar en consideración la estrategia de elusión del coeficiente de caja por parte de las entidades financieras, que se traduce en un desplazamiento desde pasivos computables en el coeficiente hacia pasivos que no lo son, con el consiguiente incremento en el valor del multiplicador. Dado que a medida que el nivel del coeficiente de caja aumenta, las entidades financieras se encuentran más incentivadas para reducir el volumen de sus pasivos computables, articulando su política de captación de recursos a través de instrumentos no computables, se ha incorporado a la especificación del multiplicador una variable que mide los cambios en el nivel del coeficiente de caja (COCA).

¹⁶Todos los valores críticos de la distribución F que se aportan en el texto se refieren a un nivel de significación del 5%.

Paralelamente, para recoger la importancia creciente dentro de los cambios en el multiplicador del comportamiento del ratio entre títulos públicos y pasivos computables, que ha llegado a convertirse en el componente más importante, con diferencia, del mismo, se ha definido una variable que representa el diferencial entre la rentabilidad de los depósitos bancarios, que representan al grueso de los pasivos computables, y el de los títulos públicos (DIF). Puede avanzarse que no se han obtenido resultados positivos con esta variable. Si bien es indiscutible que el desplazamiento entre depósitos y títulos públicos ha respondido, en cierta medida, a la evolución de los diferenciales de rentabilidad, la imposibilidad de captar económicamente esta respuesta puede deberse a la escasa representatividad de la serie de los tipos de interés de los depósitos durante periodos significativos dentro de la muestra utilizada, ya que, por un lado, hasta su liberalización, fue una práctica común el pago de extratipos o bien de pagos en especie, y, por otro, la nula, o muy reducida, remuneración de los servicios bancarios en España introducía una distorsión adicional en la formación de los tipos de interés pasivos del sistema bancario.

Se han añadido igualmente al modelo dos variables con las que poder captar las oscilaciones del coeficiente de excedentes: por un lado, la volatilidad del tipo de interés en el mercado interbancario de depósitos al plazo de un día (VOL)¹⁷; por otro, el diferencial de tipos en dicho mercado entre los plazos de un día y un mes (I1D-I1M). La variable de volatilidad intenta recoger el grado de incertidumbre en el que operan las entidades mientras que el diferencial citado es una medida de la penalización en la que incurren dichas entidades cuando se encuentran en situaciones de escasez de liquidez¹⁸. Por tanto, ambas están relacionadas positivamente con el coeficiente de excedentes y negativamente con el crecimiento de ALP.

¹⁷ La volatilidad se ha aproximado calculando desviaciones típicas por trimestres de las variaciones diarias del tipo interbancario de depósitos al plazo de un día.

¹⁸ En Escrivá y Espasa (1988) puede encontrarse una explicación detallada del papel que desempeñan estas variables en las decisiones de los intermediarios financieros con respecto al nivel de sus activos de caja excedentes.

Cuadro 2

ESTIMACION DE LA ECUACION DE CREACION DE LIQUIDEZ (Segunda especificación)				
$\Delta \ln ALP_t = \beta_0 \Delta \ln ACC_t + \beta_1 \Delta^2 \ln ACC_{t-1} + \Delta \ln ACC_{t-2} +$ $\beta_2 (I1D-I1M)_{t-1} + (\beta_3 + \beta_4 L) VOL_t + \beta_5 COCA_t + \beta_6 T184_t +$ $\beta_7 T284_t + \beta_8 Q1_t + \beta_9 Q2_t + \beta_{10} Q3_t + \frac{1}{(1 - \beta_{11}L - \beta_{12}L^2)} e_t$				
	I trim. 74 IV trim. 83	I trim. 74 IV trim. 86	I trim. 74 IV trim. 84	I trim. 74 IV trim. 86
β_0	0,54 (12,1)	0,39 (6,4)	0,54 (12,4)	0,40 (8,0)
β_1	0,35 (12,1)	0,33 (7,4)	0,35 (12,4)	0,39 (9,2)
β_2	-0,06 (2,9)	-0,08 (1,6)	-0,06 (3,0)	-0,09 (2,4)
β_3	-0,02 (2,4)	-0,02 (1,3)	-0,02 (2,5)	-0,03 (2,0)
β_4	-0,03 (2,8)	-0,04 (2,1)	-0,03 (2,8)	-0,02 (1,5)
β_5	0,08 (4,3)	0,06 (3,3)	0,08 (4,5)	0,08 (4,9)
β_6			-0,03 (8,7)	-0,03 (5,0)
β_7			-0,02 (4,9)	-0,03 (5,0)
β_8	0,13 (1,7)	0,03 (0,6)	0,13 (1,7)	0,17 (1,6)
β_9	-0,39 (5,5)	-0,33 (2,3)	-0,39 (5,7)	-0,24 (2,3)
β_{10}	0,82 (10,8)	0,79 (5,3)	0,82 (11,0)	0,78 (7,0)
β_{11}	0,62 (5,0)	0,61 (4,5)	0,62 (5,2)	0,80 (6,3)
β_{12}	-0,25 (2,6)	-0,13 (1,0)	-0,25 (2,7)	-0,29 (2,5)
SCR	2,19	17,49	2,44	10,38
n	35	47	39	47
σ	0,25	0,61	0,25	0,47
R^2	0,94	0,67	0,94	0,80
Q(4)	1,2	1,8	1,5	2,2
ARC(2)	0,9	9,2	0,91	10,4
B-J	1,0	6,1	0,8	2,9

En el cuadro 2 puede encontrarse la especificación y los resultados del modelo que arrojó los mejores resultados. Se presentan, al igual que en el modelo del cuadro 1, estimaciones con la muestra hasta 1983 y 1986 y excluyendo e incluyendo las variables artificiales correspondientes a los dos primeros trimestres de 1984.

En estas estimaciones se ha impuesto, tras contrastarla, la elasticidad unitaria en tres retardos¹⁹. La especificación que se presenta en el cuadro 2 constituye una reparametrización adecuada para incorporar esta restricción. Este modelo difiere del anterior al presentar una función de respuesta que se agota más rápidamente; no obstante, los dos primeros valores de dicha función de respuesta son similares a los obtenidos previamente. Por otro lado, la dinámica del modelo también difiere al desaparecer la variable endógena desfasada y, en cambio, presentar el ruido una estructura autorregresiva de segundo orden.

Si bien el nuevo modelo presenta un ajuste intramuestral sensiblemente mejor que el basado en el trabajo de Mauleón, Pérez y Sanz (1986) y las nuevas variables aparecen con el signo correcto y son altamente significativas estadísticamente, los problemas de inestabilidad postmuestral persisten y no se obtiene ganancia alguna en este terreno. En los gráficos 7 se representa la estimación recursiva de los coeficientes más importantes del modelo. En ellos puede observarse cómo aumenta la varianza de los distintos parámetros a partir de la observación correspondiente al primer trimestre de 1984. Esto resulta especialmente marcado en el caso de los coeficientes correspondientes a los activos de caja corregidos.

¹⁹Cuando se contrasta la elasticidad unitaria utilizando toda la muestra disponible se obtiene un estadístico de 1,009 frente a un valor crítico de la $F(1,36)$ de 4,11 para el caso del modelo que no incorpora variables artificiales mientras que para el caso en que dichas variables sí se consideran el valor del estadístico es 1,865 siendo el valor crítico de la $F(1,34)$ de 4,13.

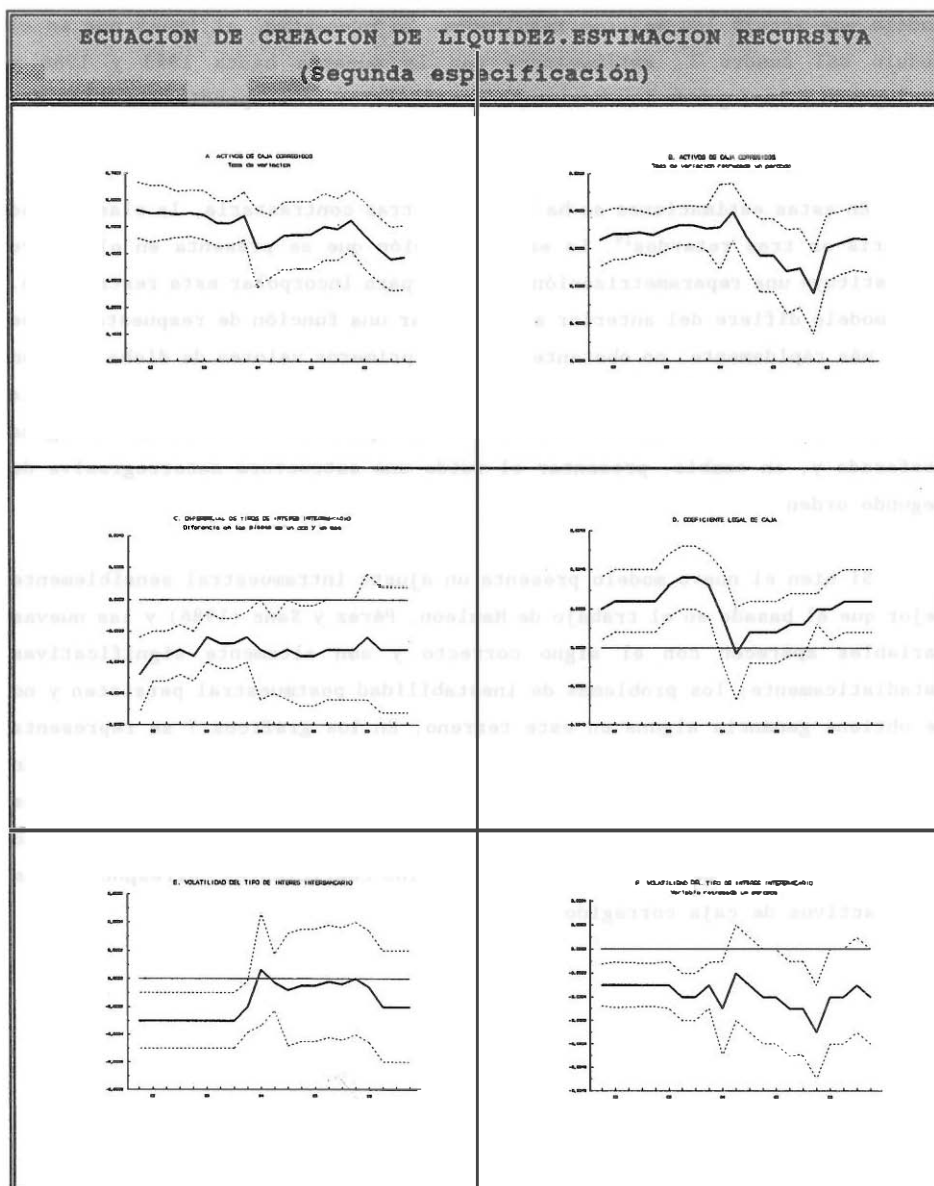
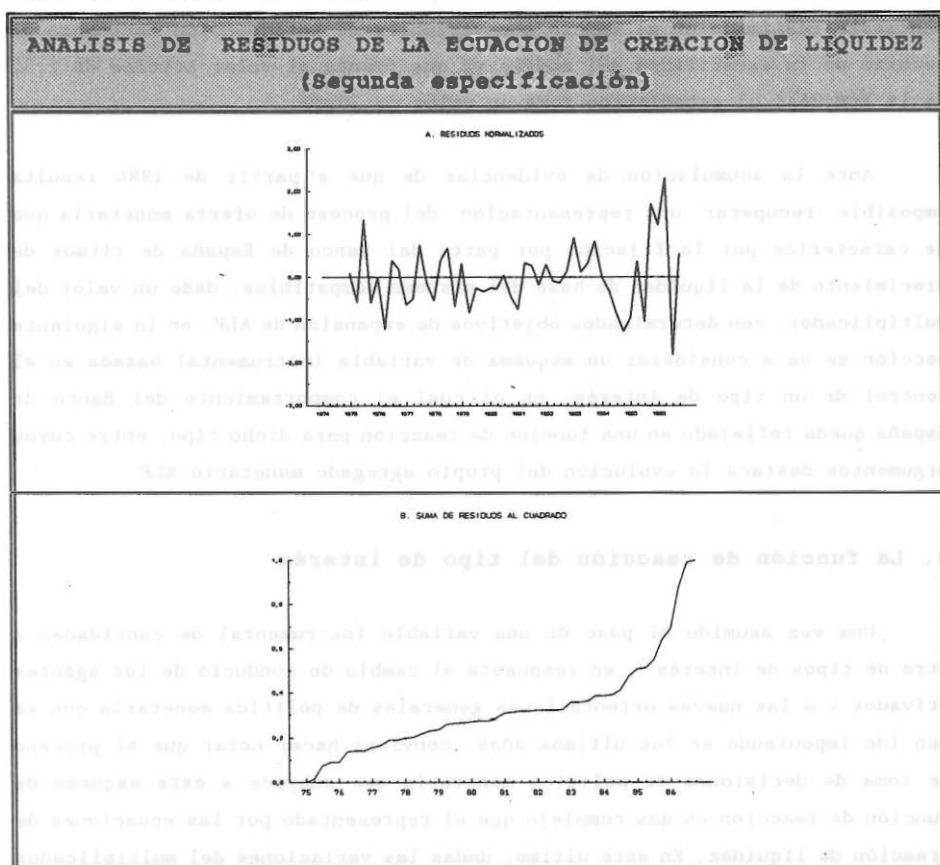


Gráfico 8



El gráfico 8 evidencia la ruptura ocurrida en el primer trimestre de 1984. Como se ha señalado anteriormente, pudiera pensarse que dicha ruptura está esencialmente relacionada con cambios en la regulación ocurridos en ese período que quizás pudieran recogerse con una variable de intervención. Sin embargo, en los dos últimos años de la muestra continúan apareciendo problemas agudos de inestabilidad tal como lo atestigua dicho gráfico, en el que se presentan los residuos para el caso del modelo estimado con variables de intervención (columna 4 del Cuadro 2).

Finalmente, sólo queda por señalar que el contraste de estabilidad realizado sobre el período 1984-1986 arroja un valor del estadístico de 13,97

frente al valor crítico de 2,18 correspondiente a la $F(12,24)$. El mismo contraste realizado en el modelo con variables de intervención corrobora el rechazo de la estabilidad del modelo ya que frente al valor crítico de 2,32 de la $F(8,26)$, el estadístico toma un valor de 10,57.

Ante la acumulación de evidencias de que a partir de 1984 resulta imposible recuperar una representación del proceso de oferta monetaria que se caracterice por la fijación por parte del Banco de España de ritmos de crecimiento de la liquidez de base del sistema compatibles, dado un valor del multiplicador, con determinados objetivos de expansión de ALP, en la siguiente sección se va a considerar un esquema de variable instrumental basada en el control de un tipo de interés, en el cual el comportamiento del Banco de España queda reflejado en una función de reacción para dicho tipo, entre cuyos argumentos destaca la evolución del propio agregado monetario ALP.

3. La función de reacción del tipo de interés

Una vez asumido el paso de una variable instrumental de cantidades a otra de tipos de interés²⁰, en respuesta al cambio de conducta de los agentes privados y a las nuevas orientaciones generales de política monetaria que se han ido imponiendo en los últimos años, conviene hacer notar que el proceso de toma de decisiones de política monetaria que subyace a este esquema de función de reacción es más complejo que el representado por las ecuaciones de creación de liquidez. En este último, dadas las variaciones del multiplicador y asumido el carácter exógeno de los activos de caja, se entabla una relación lineal entre la variable instrumental, los activos de caja, y el objetivo intermedio, el agregado de cantidad de dinero ALP. En el caso de una variable instrumental de tipos de interés, la relación con el objetivo intermedio es menos inmediata y requeriría una modelización completa del sector financiero de la economía que contemplara los complejos mecanismos a través de los cuales transcurre la transmisión de los impulsos monetarios vía tipos de interés.

Sin embargo, desde la perspectiva del comportamiento de las autoridades monetarias, la relación entre una variable instrumental de tipos de interés

²⁰ Este supuesto implica incurrir en una cierta simplificación, pues en la práctica no existen esquemas completamente puros.

y el objetivo de cantidad de dinero puede tener una representación sencilla en el marco de una función de reacción. Esta formulación permite, además, una mejor aproximación a la manera en que la práctica de muchos bancos centrales ha ido configurando la toma de decisiones en el nivel intermedio del esquema de control monetario y su relación con el nivel instrumental. Si bien los objetivos de cantidad de dinero continúan, en general, desempeñando un papel central de referencia para la toma de decisiones de política monetaria, éstos tienden a ser ponderados con la información procedente de otros indicadores, de tal forma que el control monetario se articula mediante el manejo de una variable instrumental de tipo de interés, cuyo nivel se altera en función de la valoración que vaya realizando el banco central de un conjunto amplio de información²¹. En el caso español, dentro de este conjunto de información, han ido adquiriendo especial relevancia el seguimiento directo de las variables finales, en especial la tasa de inflación, y el comportamiento del tipo de cambio.

Sin duda, en determinados periodos el Banco de España ha podido tomar en consideración otro tipo de información a la hora de modificar el nivel de los tipos de intervención, como, por ejemplo, la evolución de determinados mercados financieros, los movimientos de algunos tipos de interés exteriores o el comportamiento de las contrapartidas de los activos de caja y/o de la cantidad de dinero. En realidad, el número potencial de variables macroeconómicas y financieras ante las cuales las autoridades monetarias podrían haber reaccionado es elevado. Sin embargo, teniendo en cuenta las limitaciones de grados de libertad para realizar los contrastes empíricos y las dificultades para traducir algunos de estos posibles determinantes a variables susceptibles de incorporar al trabajo econométrico, se ha optado por acotar, en una primera etapa, un número reducido de variables que, en principio, y de acuerdo con la tradición de las actuaciones del Banco de España y sus planteamientos sobre la conducción de la política monetaria, recogen suficientemente los factores más sistemáticos de reacción de las autoridades monetarias. Una vez obtenida una función de reacción del tipo de

²¹Estimaciones de funciones de reacción del tipo de interés en las que se contemplan formas de actuación del banco central que responden a este esquema de control monetario pueden encontrarse, para el caso británico, en Coudert (1987) y Dua (1988); para el caso norteamericano, en Abrams, Froyen y Wauld (1980); y, para el caso francés en Artus, Barraux y Pecha (1987) y Coudert (1987).

interés a partir de estas variables, cuyos resultados se presentarán en la sección 3.2, la especificación obtenida ha servido de base para ensayar posibles extensiones de esta función y, contrastar, así, si la elección "a priori" del conjunto de variables más relevantes ha sido acertada.

3.1 Definición de variables

El primer problema que se suscita a la hora de especificar la función de reacción consiste precisamente en seleccionar el tipo de interés que constituye la variable de respuesta de las autoridades monetarias. Hay que tener en cuenta que el Banco de España ha utilizado en el período analizado diferentes instrumentos y que ha ido tendiendo progresivamente a que sus referencias de tipos de interés se establezcan en términos de bandas para los tipos interbancarios a más corto plazo. Algunos de estos instrumentos han adquirido una considerable importancia en determinados períodos (como ha ocurrido con las cesiones temporales a tres meses en aquellas coyunturas en las que las necesidades de drenaje de liquidez han sido elevadas) pero se ha considerado que, contemplados globalmente los años ochenta, el tipo de interés más representativo de las actuaciones del Banco de España ha sido el tipo de interés marginal de las subastas de préstamo de regulación monetaria (TM). Se ha construido una variable en media mensual a partir de los datos diarios de este tipo de interés siguiendo los siguientes criterios:

- a) Los días en los que no se ha realizado subasta de préstamo se repite para el cómputo de la media el tipo del primer día anterior en que se celebró subasta.
- b) Entre enero de 1978 y abril de 1983 se han excluido del cómputo los días sábado y vísperas de festivo, debido a que la fórmula entonces empleada para definir el cumplimiento decenal del coeficiente de caja introducía una fuerte heterogeneidad en el comportamiento de los tipos en esos días.
- c) A partir de junio de 1987, se prescinde de los sábados en el cómputo de la media de datos diarios porque el Banco de España dejó de intervenir en el mercado monetario en esos días.

Como argumentos de la función de reacción se han seleccionado tres clases de variables que se considera que resumen suficientemente el conjunto de información de la que se ha valido sistemáticamente el Banco de España en sus acciones de política monetaria dentro de un esquema de toma de decisiones a nivel mensual como que el que se ha definido: variables que miden desviaciones en los objetivos de cantidad de dinero, variables de observación directa de las magnitudes finales y variables de tipo de cambio.

Como variables de desviación de cantidad de dinero se han seleccionado dos: las desviaciones mensuales en ALP respecto a la senda anual, expresadas en logaritmos ($alp - alp^{ol}$) y las desviaciones en dicho agregado respecto a los objetivos mensuales de ALP ($alp - alp^{oc}$), expresadas igualmente en logaritmos. De esta forma, se toman en consideración las estrategias tanto a medio como a corto plazo de fijación de objetivos de cantidad de dinero. Los datos utilizados son los que en cada momento observaron las autoridades monetarias (véase Escrivá y Peñalosa, 1989). Se evita, así, un problema frecuente cuando se estiman modelos de este tipo, consistente en que las revisiones de las series monetarias, que son habituales y que a veces entrañan cambios de cierta entidad, impiden conocer con exactitud la información concreta de la que se dispuso en el momento de tomar las decisiones.

Respecto a las variables finales, se ha considerado el índice de precios al consumo (ipc), expresado en logaritmos, como variable clave a incorporar en la formulación de la función de reacción, que en la especificación final del modelo se expresa en términos de cambios en la tasa de inflación interanual. Se intentó construir una variable de desviaciones en los objetivos anuales de inflación del Gobierno. Sin embargo, resultó imposible reconstruir para el conjunto de la muestra una variable de estas características ante el carácter discontinuo con que las autoridades económicas han fijado estos objetivos y la ausencia de una publicación o registro sistemático de esta información. Al no poder considerar un objetivo de inflación, se asume un comportamiento simétrico de las autoridades en términos de modificación del tipo de interés de intervención ante variaciones positivas o negativas de la tasa de inflación. Si bien con carácter general este supuesto no es aceptable, en el período analizado, dado el nivel de inflación de partida, puede considerarse una simplificación razonable.

Con respecto al tipo de cambio, se han construido tres variables para considerar los tres indicadores diferentes de tipo de cambio de la peseta que han sido observados por las autoridades en el periodo elegido:

$$tc1 = \begin{cases} 1984.2-1985.12 & \ln TCPD_t \\ 1986.1-1988.12 & \ln TCPD_{1985.12} \end{cases}$$

$$tc2 = \begin{cases} 1984.2-1985.12 & \ln TCEE_{1985.12} \\ 1986.1-1987.6 & \ln TCEE_t \\ 1987.7-1988.12 & \ln TCEE_{1987.6} \end{cases}$$

$$tc3 = \begin{cases} 1984.2-1987.6 & \ln TMAR_{1987.6} \\ 1987.7-1988.12 & \ln TMAR_t \end{cases}$$

Con anterioridad a 1986, el indicador de tipo de cambio observado por el Banco de España lo constituía un índice del tipo de cambio efectivo nominal de la peseta frente a las monedas de los países desarrollados (TCPD), convenientemente ponderadas por su importancia en el comercio exterior con España. Así, la variable tc1 recoge el valor que ha ido tomando este índice, expresado en media mensual de datos diarios y en logaritmos, entre febrero de 1984 y diciembre de 1985, repitiéndose este valor para el resto de la muestra. Con la incorporación de España a la CEE, al inicio de 1986, el Banco de España pasó a observar un índice del tipo de cambio efectivo nominal frente a los países comunitarios (TCEE), excluidos Grecia y Portugal. Se ha construido la variable tc2 con el valor de este índice, igualmente expresado en media de datos diarios y en logaritmos, para el período comprendido entre enero de 1986 y mayo de 1987. En el período muestral anterior y posterior a este intervalo se han mantenido constantes respectivamente los valores del índice en diciembre de 1985 y en mayo de 1987. Razones vinculadas a la forma de operar por parte del Banco de España en los mercados de cambios y al funcionamiento del SME, con el marco como moneda dominante, propiciaron que la política cambiaria española fuera tomando como referencia fundamental el

marco alemán. Así, informalmente desde mediados de 1987 -y formalmente desde el inicio de 1988- y hasta la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME en junio de 1989, la actuación del Banco de España en materia cambiaria se guió por la evolución del tipo de cambio nominal entre la peseta y el marco (TMAR). La variable $tc3$ toma valor del tipo de cambio medio mensual peseta/marco, expresado en logaritmos, desde julio de 1987 y hasta el final de la muestra, diciembre de 1988. En el período anterior se ha mantenido constante el valor que toma el índice en mayo de 1987. Al igual que en el caso de ALP, para estas tres variables de tipo de cambio se han construido series históricas en las que no se incorporan revisiones posteriores de las mismas.

3.2 Estimación de la función de reacción.

Tras distintos ensayos de especificaciones alternativas del modelo, los resultados finales se presentan en el cuadro 3. Como era de esperar a la vista de los resultados de la sección 2, sólo han podido incorporarse a la muestra datos a partir de 1984²². Cuando la muestra se amplía con observaciones del primer tercio de los años ochenta, los modelos presentan acusados rasgos de inestabilidad. Por tanto, en los resultados que se presentan el período de estimación comienza en febrero de 1984.

El modelo se especificó "a priori" en diferencias, tomando como variable endógena los cambios en el nivel de TM. Se renunció desde el principio a una especificación en niveles porque el tamaño de la muestra utilizada es demasiado reducida para poder apreciar relaciones a largo plazo. En cualquier caso, la búsqueda de relaciones de esta naturaleza hubiera constituido una tarea demasiado ambiciosa para el carácter de las regularidades que pueden detectarse en una función de reacción de estas características. Además, hay que tener en cuenta que el nivel de partida del tipo de interés de intervención al principio de la muestra utilizada, comienzos de 1984, fue el resultado de la conjunción de una serie de factores muy específicos de la coyuntura económica de ese período, entre los que desempeñó un papel muy importante el déficit público y los mecanismos para su financiación (véase Mauleón y Pérez, 1984).

²² El lector interesado puede encontrar en Mauleón (1988) la estimación de una función de reacción del Banco de España bajo un régimen de variable instrumental de activos de caja durante el período 1974-1983.

ESTIMACION DE LA FUNCION DE REACCION

$$\Delta TM_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 L) (\text{alp} - \text{alp}^{\text{oc}})_t + \beta_3 \Delta (\text{alp} - \text{alp}^{\text{ol}})_{t-1} +$$

$$\beta_4 \sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} \text{ipc}_{t-i} + \beta_5 \sum_{i=1}^4 \Delta \text{tc}2_{t-i} + \beta_6 \sum_{i=1}^3 \Delta \text{tc}3_{t-i} +$$

$$\beta_7 \Delta \text{MY}87_t + \beta_8 \Delta \text{NO}87_t + \frac{1}{1 - \beta_9 L} e_t$$

	Febrero 84 Diciem. 88	Febrero 84 Julio 87	Febrero 84 Junio 88	Julio 85 Diciem. 88
B ₀	-0,21 (1,6)	-0,13 (1,0)	-0,29 (2,2)	-0,22 (1,3)
B ₁	0,28 (2,5)	0,25 (2,4)	0,28 (2,5)	0,33 (2,5)
B ₂	0,50 (4,9)	0,50 (5,3)	0,51 (5,0)	0,55 (3,9)
B ₃	0,16 (2,0)	0,16 (1,9)	0,17 (2,1)	0,18 (1,8)
B ₄	0,23 (4,1)	0,20 (3,9)	0,22 (3,8)	0,28 (3,7)
B ₅	-0,28 (2,9)	-0,23 (2,7)	-0,29 (3,2)	-0,27 (2,3)
B ₆	-0,14 (2,4)		-0,15 (2,6)	-0,14 (2,3)
B ₇	1,40 (7,1)	1,61 (8,6)	1,40 (7,2)	1,40 (7,0)
B ₈	-0,66 (3,4)		-0,65 (3,4)	-0,67 (3,4)
B ₉	0,58 (5,0)	0,54 (3,7)	0,54 (4,3)	0,59 (3,9)
SCR	6,68	3,13	5,54	4,43
n	53	35	47	35
σ	0,35	0,30	0,34	0,36
R ²	0,859	0,895	0,878	0,853
Q(12)	4,4	6,6	5,9	9,7
ARC(2)	1,2	1,3	1,6	1,1
B-J	2,7	3,1	3,0	2,5

En línea con las consideraciones anteriores, conviene evitar cualquier tentación de extrapolar los resultados de la estimación de la función de reacción fuera de la muestra. Su virtualidad para representar de forma simplificada el comportamiento del Banco de España en su política de control monetario se circunscribe al período acotado. Tal como se señaló en la sección 1, resulta improbable que, ante la dimensión de los cambios registrados desde 1989 en el marco general en el se desarrolla la política monetaria, la función de reacción de las autoridades monetarias se mantenga tal como se presenta en este trabajo²³.

Con excepción de la variable tcl, que no resultó significativa, todas las demás entran adecuadamente en el modelo, con los signos correctos y con dinámicas plausibles. Así, con el conjunto de variables consideradas se consigue explicar una parte importante de las reacciones de las autoridades monetarias en términos de alteraciones del tipo marginal de la subasta de préstamos. El estudio de la dinámica del modelo estimado resulta de especial interés porque permite apreciar la forma en que las autoridades monetarias observaron sistemáticamente las variables de reacción.

Por lo que respecta a las desviaciones en los objetivos a corto plazo de ALP, el Banco de España ha reaccionado al promedio de las desviaciones en los meses contemporáneo y precedente. Este efecto contemporáneo de las desviaciones en los objetivos puede parecer sorprendente. Sin embargo, hay que tener en cuenta que en el Banco de España se realizan avances decenales internos respecto a la evolución de ALP que permiten aproximar con bastante precisión el crecimiento del agregado en el mismo mes en el que se esta produciendo.

²³Con la entrada de la peseta en el mecanismo de cambios del SME en junio de 1989, los tipos de interés de los distintos países adheridos a dicho mecanismo deberían ser variables de reacción en la actuación de la autoridad monetaria. Sin embargo, la imposición de restricciones al crecimiento del crédito bancario al sector privado y a la financiación exterior de las empresas españolas hasta el inicio de 1991 ha permitido, en cierta medida, aislar los tipos de interés interiores de los movimientos de los tipos en los mercados financieros europeos. Este hecho imposibilita el estudio de la importancia de los tipos de interés exteriores en las decisiones del Banco de España en términos de una función de reacción como la que se describe en este trabajo.

En el caso de las desviaciones en los objetivos anuales de ALP, el Banco de España ha ido evaluando dichas desviaciones una vez cerrado el mes, de tal forma que son las desviaciones en los objetivos en el mes precedente las que determinan el movimiento de los tipos de interés. Por otro lado, de acuerdo con la dinámica estimada, lo que ha sido relevante para el Banco no es la magnitud en sí misma de la desviación con respecto a la senda anual, sino el ritmo al que esa desviación se va abriendo o estrechando. En términos de la especificación del modelo esto implica que lo que aparecen son las variaciones en la desviación de los objetivos anuales de ALP.

Por lo que respecta a los precios, se realizaron pruebas en las que se ensayaron, junto a dinámicas más sencillas basadas en medias móviles, estructuras racionales que contemplaban la posibilidad de que el Banco otorgara más importancia a los datos de inflación más próximos. Igualmente, se utilizaron distintas transformaciones del índice de precios: tasas intermensuales ($T1,1$), tasas interanuales ($T1,12$) y tasas con medias móviles ($T3,3$ y $T12,12$). Los mejores resultados se obtienen cuando se considera que lo que ha sido relevante para las autoridades monetarias son los cambios que se han ido registrando en la tasa de inflación interanual, evaluados promediando, con ponderaciones iguales, el comportamiento del ipc en los tres meses precedentes: la media simple de las tres últimas variaciones registradas en la $T1,12$ del IPC.

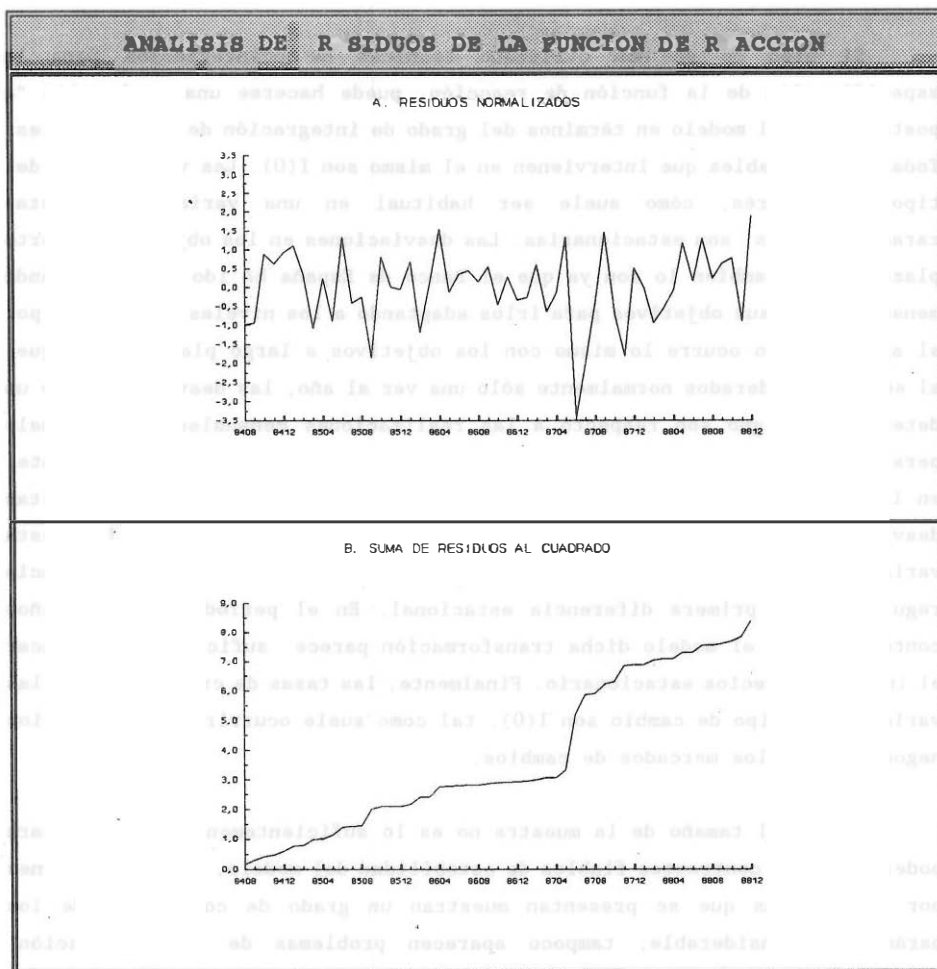
Finalmente, puede señalarse que el tipo de cambio sólo puede considerarse una variable sistemática de reacción por parte de las autoridades monetarias desde 1986. Como se ha señalado anteriormente, la variable tcl , que recoge el índice de tipo de cambio observado con anterioridad a 1986, no aparece en el modelo. En el período entre 1986 y 1988, de acuerdo con la dinámica que surge de la estimación de la función de reacción, el papel desempeñado por el tipo de cambio como variable de reacción difiere considerablemente del que pueda desarrollar en la actualidad, en que, con la peseta dentro del mecanismo de cambios del SME, constituye una restricción efectiva a corto plazo para el movimiento de los tipos de interés. Sin embargo, en el período analizado, las autoridades monetarias han apreciado el comportamiento previo del tipo de cambio de forma global en un período de tiempo suficientemente dilatado -cuatro o cinco meses según el modelo- y ha sido esta observación del tipo de cambio la que ha condicionado los

movimientos en los tipos de interés.

Si bien no se han utilizado técnicas de cointegración para la especificación de la función de reacción, puede hacerse una evaluación "a posteriori" del modelo en términos del grado de integración de las variables. Todas las variables que intervienen en el mismo son $I(0)$. Las variaciones del tipo de interés, cómo suele ser habitual en una variable de estas características, son estacionarias. Las desviaciones en los objetivos a corto plazo de ALP también lo son ya que el Banco de España ha ido reconsiderando mensualmente sus objetivos para irlos adaptando a los niveles alcanzados por el agregado. No ocurre lo mismo con los objetivos a largo plazo en los que, al ser reconsiderados normalmente sólo una vez al año, las desviaciones de un determinado signo son respecto a las realizaciones mensuales de ALP suele persistir durante períodos relativamente prolongados de tiempo. No obstante, en la función de reacción lo que aparece es la primera diferencia de estas desviaciones, que sí es una variable $I(0)$. Por lo que respecta al ipc, esta variable aparece en el modelo transformada mediante una primera diferencia regular y una primera diferencia estacional. En el período de cinco años contemplado en el modelo dicha transformación parece suficiente para hacer el índice de precios estacionario. Finalmente, las tasas de crecimiento de las variables de tipo de cambio son $I(0)$, tal como suele ocurrir con los precios negociados en los mercados de cambios.

Aunque el tamaño de la muestra no es lo suficientemente elevado para poder realizar contrastes fiables de estabilidad del modelo, las estimaciones por submuestras que se presentan muestran un grado de constancia de los parámetros considerable; tampoco aparecen problemas de autocorrelación, ausencia de normalidad o heterocedasticidad en los residuos (véase el cuadro 3 y el gráfico 9). No obstante, hay que señalar que indiscutiblemente habrían surgido problemas de inestabilidad en el modelo si el factor tipo de cambio no se hubiese segmentado en tres variables. Por otro lado, cuando se incorporan datos de la primera mitad de 1989, si bien el modelo pasa ajustadamente un contraste de estabilidad postmuestreal, se aprecia una reducción significativa en el valor de los parámetros correspondientes a las desviaciones en los objetivos de cantidad de dinero y un aumento en el correspondiente a la tasa de inflación.

Gráfico 9



El modelo incorpora dos tipos de variables deterministas: por un lado, una constante que se estima con poca precisión y que constituye el parámetro menos estable del modelo; por otro, dos variables artificiales tipo impulso (MY87 y N087) ya que en dos meses del período muestral analizado se registraron alteraciones en el tipo de interés marginal de particular intensidad que no resultan suficientemente explicadas por las variables exógenas del modelo. En el mes de mayo de 1987, en el contexto de una

coyuntura monetaria muy compleja²⁴, el Banco de España optó por una estrategia de subidas en escalada de tipos de interés atípica dentro de lo que ha sido el comportamiento habitual de las autoridades monetarias en el período analizado. En el mes de noviembre del mismo año, en respuesta al clima de gran incertidumbre y de inestabilidad financiera generado por el "crash bursátil", el Banco de España realizó un recorte del tipo de intervención de magnitud igualmente poco habitual.

3.3 Los episodios de control monetario en el marco de la función de reacción estimada.

Los resultados de la función de reacción estimada se han utilizado para caracterizar por periodos los distintos episodios en el comportamiento del tipo de interés de intervención del Banco de España entre mediados de 1984 y el final de 1988. Asumiendo todas las cautelas que puedan establecerse al realizar un ejercicio de este tipo, lo que se pretende con él es determinar cual fue la evolución de las variables de reacción del Banco de España, tal como el modelo establece que fueron observadas, en cada uno de los períodos en los que se detectan comportamientos diferenciados en su política de tipos de interés.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de este ejercicio. Se han identificado siete periodos en función de la evolución de la variable endógena de la función de reacción: el tipo de interés marginal de los préstamos de regulación monetaria.

Se aprecian dos períodos en los que predomina la estabilidad de este tipo de interés, sin cambios de nivel significativos: el primero transcurre durante la segunda parte de 1984 y el primer trimestre de 1985; el segundo ocupa todo el año 1986. Se identifican igualmente dos episodios caracterizados por bajadas muy intensas del tipo de interés: el primero se sitúa entre agosto y diciembre de 1985; el segundo abarca la segunda mitad de 1987 y la primera de 1988. Finalmente, se determinan tres períodos en los que domina una tendencia alcista de los tipos: un primer período con subidas de cierta magnitud entre abril y julio de 1985; un segundo periodo de elevaciones muy

²⁴ Véase el Informe Anual del Banco de España de 1987, págs. 69-84.

intensas del tipo de interés durante la primera mitad de 1987; y, un tercero, durante la segunda mitad de 1988, de subidas más moderadas.

En la cuarta columna del cuadro 4 se caracterizan estos siete periodos en función de la variación mensual que, en promedio, ha experimentado el tipo marginal en cada uno de ellos. En la quinta columna se corrigen estas variaciones promedio por los factores determinísticos estimados que intervienen en el modelo, de tal forma que estos valores ajustados son más fáciles de comparar con la parte explicada por las variables de reacción. La contribución de estas variables se presenta en las tres últimas columnas. Esta contribución se expresa en términos de la variación media mensual del tipo de intervención explicada en cada período respectivamente por las desviaciones en los objetivos de cantidad de dinero, por el ipc y por el tipo de cambio, de acuerdo con la dinámica y los parámetros estimados en el modelo. La diferencia entre la columna 5 y la suma de las columnas 6 a 8 representa la parte explicada por la perturbación del modelo. A partir de los resultados del cuadro 4 pueden extraerse algunas conclusiones:

1. Los dos periodos de elevada estabilidad de los tipos de interés esconden, sin embargo, evoluciones dispares de las variables de reacción. Mientras que en el primero -entre agosto de 1984 y marzo de 1985- la estabilidad fue el resultado del compromiso entre un comportamiento desfavorable de ALP, que registró desviaciones significativas al alza respecto a los objetivos, y una evolución positiva del IPC -el tipo de cambio no constituía todavía una variable de reacción-, en el segundo -el conjunto de 1986- dicha estabilidad respondió a un comportamiento esencialmente neutro de todas las variables, tanto de ALP como del IPC y del tipo de cambio.

Cuadro 4

CARACTERIZACION POR PERIODOS DEL COMPORTAMIENTO DEL TIPO DE INTERVENCION DEL BANCO DE ESPAÑA							
	Coyuntura tipos interés	nº de meses	Varia. media mensual de TM	Varia. media de TM ajus. (1)	Con- tribu- ción IPC	Con- tribu- ción ALP	Con- tribu- ción TC
Agosto 84 Marzo 85	ESTABI- LIDAD	8	-0,04	+0,17	-0,16	+0,37	
Abril 85 Julio 85	SUBIDA APRE- CIABLE	4	+0,49	+0,70	+0,05	+0,67	
Agosto 85 Diciem 85	BAJADA INTENSA	5	-0,75	-0,54	-0,18	-0,10	
Enero 86 Diciem 86	ESTABI- LIDAD	12	+0,10	+0,31	+0,04	+0,12	+0,03
Enero 87 Junio 87	SUBIDA INTENSA	6	+1,24	+1,22	-0,32	+1,09	+0,63
Julio 87 Junio 88	BAJADA INTENSA	12	-0,72	-0,45	-0,11	+0,25	-0,25
Julio 88 Diciem 88	SUBIDA MODE- RADA	6	+0,26	+0,47	+0,19	+0,06	-0,15

(1) Variación media mensual de TM corregida del valor de la constante y de las variables de intervención del modelo.

2. Los dos episodios de bajadas de tipos identificados en la muestra se caracterizan por la intensidad de los recortes y por venir acompañados de un comportamiento muy favorable del IPC en los meses precedentes. En el primero -la segunda mitad de 1985- el descenso de los tipos se vio, propiciado, además, por desviaciones a la baja apreciables, aunque no muy intensas en los objetivos de ALP. En el segundo -la segunda mitad de 1987 y la primera de 1988- fue, en cambio, el comportamiento del tipo de cambio, con fuertes apreciaciones de la peseta en los meses precedentes, el que facilitó, junto al IPC, la bajada de tipos, mientras que el mal comportamiento de ALP tendió a mitigar la magnitud de los recortes. No obstante, es este el periodo en el que la parte no explicada por las variables de la función de reacción es mayor. Dos fenómenos pueden ayudar a explicar este fenómeno: por un lado, la concurrencia de perturbaciones financieras que debilitaron el contenido informativo de ALP por lo que el Banco de España tendió a restar importancia a las desviaciones al alza con respecto a los objetivos fijados con respecto a este agregado; por otro lado, a raíz de la crisis bursátil de noviembre de 1987, el riesgo de una depresión económica mundial motivó bajadas generalizadas de los tipos de interés por parte de la mayoría de bancos centrales.
3. En línea con el comentario anterior puede señalarse que la función de reacción estimada parece captar mejor los episodios de subida y estabilidad de tipos de interés que los de bajada, en los que pueden haber jugado un papel relevante factores no incorporados a la especificación relacionados con el ciclo económico y/o la estabilidad de los mercados financieros.
4. Los dos episodios de subida intensa de tipos de interés vienen esencialmente explicados por las fuertes desviaciones al alza en los objetivos de ALP. En el primer período -entre abril y junio de 1985- el IPC tuvo una contribución prácticamente neutra. En el segundo período -primera mitad de 1987- tendió, en cambio, a contrarrestar la tendencia a la subida de tipos. El aumento en el nivel del tipo de intervención en este último periodo fue, en cualquier caso, de una magnitud muy elevada, 1,24 puntos porcentuales en promedio al mes durante seis meses consecutivos, ya que, por un lado, las desviaciones en los objetivos de

ALP adquirieron también una intensidad anormal y, por otro, el comportamiento del tipo de cambio de la peseta en los meses precedentes facilitó, en un primer momento, esta estrategia: entre agosto de 1986 y marzo de 1987 la depreciación de la peseta frente a la CEE fue muy elevada, en torno al 7% en términos nominales. El proceso de apreciación posterior propició el cambio de signo del movimiento de los tipos de interés, tal como puede apreciarse en las dos últimas filas del cuadro 4.

3.4 Posibles extensiones de la función de reacción

En esta sección se exploran algunas vías de ampliación de la función de reacción estimada. Como se ha señalado anteriormente, las limitaciones de grados de libertad han condicionado el proceso de especificación y estimación de la ecuación. Se ha optado por plantear una especificación escueta, en la que, por medio de funciones de respuesta sencillas, un número reducido de parámetros y pocas variables, se capte lo esencial del conjunto de información utilizado sistemáticamente por el Banco de España para la modificación de sus tipos de interés de intervención.

Tomando como punto de partida los resultados de la ecuación estimada en la sección 3.2 de acuerdo con este planteamiento, en ésta se abordan posibles extensiones de dicha ecuación que se dirigen en una doble dirección²⁵.

Por un lado, se van a ensayar funciones de respuesta del Banco de España más complicadas que los mecanismos de reacción lineales de la ecuación básica presentada en la sección 3.2. Concretamente, se van a realizar pruebas para contrastar la existencia de respuestas asimétricas o no proporcionales ante la evolución de alguna de las variables de reacción.

²⁵ El período muestral utilizado para los distintos contrastes que se aportan a continuación incorpora seis nuevas observaciones, correspondientes al primer semestre de 1989, a fin de obtener un mayor número de grados de libertad.

Por otro lado, se va a comprobar si variables no incorporadas en principio a la función de reacción podrían haber tenido influencia sistemática en las decisiones del Banco de España. Al seleccionar en la sección 3.1 el conjunto de variables de reacción se asumía implícitamente un modelo de instrumentación de la política monetaria claramente orientado hacia el control de la inflación -reaccionando bien directamente ante el comportamiento de ésta o bien indirectamente a través de las desviaciones en los objetivos de cantidad de dinero- con una preocupación adicional por la evolución del tipo de cambio de la peseta. Por tanto, en el marco de un proceso de toma de decisiones a nivel mensual en términos de una variable instrumental de tipos de interés, se descartaba que la modificación del tipo de intervención del Banco de España respondiera al comportamiento de variables tales como aquellas que reflejan la evolución del sector real de la economía (IPI, paro, saldo de la balanza por cuenta corriente), u otras variables monetarias (crédito interno a empresas y familias, reservas centrales) o variables que resuman la actividad económica y financiera del Estado (déficit público, apelación al Banco de España, alteración de los tipos de interés de las emisiones de deuda pública). En esta sección se va a intentar comprobar "a posteriori" si existen indicios de que la exclusión "a priori" de la función de reacción de alguna de estas variables pudiera no haber sido acertada.

3.4.1 Respuestas asimétricas

Se ha realizado un primer ejercicio en el que se contempla la posibilidad de una respuesta asimétrica de los tipos de interés de intervención ante variaciones de distinto signo de algunas de las variables de reacción del modelo presentado en el cuadro 3. Se ha tomado en consideración esta posible asimetría para el caso de las desviaciones a corto plazo en los objetivos de cantidad de dinero, en las desviaciones a largo plazo en dichos objetivos y en las variaciones en la tasa de inflación anual. No se ha realizado el ejercicio para las variables de tipo de cambio dado el reducido número de observaciones disponibles para cada una de ellas.

El contraste de respuesta asimétrica se ha realizado de acuerdo con el siguiente procedimiento. Cada una de las variables de reacción se ha descompuesto en dos de acuerdo con el valor positivo o negativo que tomaba en

cada observación. De esta forma

$$[alp-alp^{oc}]_t^+ = \begin{cases} (alp-alp^{oc})_t & \text{si } (alp-alp^{oc})_t \geq 0 \\ 0 & \text{si } (alp-alp^{oc})_t < 0 \end{cases}$$

$$[alp-alp^{oc}]_t^- = \begin{cases} (alp-alp^{oc})_t & \text{si } (alp-alp^{oc})_t < 0 \\ 0 & \text{si } (alp-alp^{oc})_t \geq 0 \end{cases}$$

$$[\Delta(alp-alp^{ol})]_t^+ = \begin{cases} \Delta(alp-alp^{ol})_t & \text{si } \Delta(alp-alp^{ol})_t \geq 0 \\ 0 & \text{si } \Delta(alp-alp^{ol})_t < 0 \end{cases}$$

$$[\Delta(alp-alp^{ol})]_t^- = \begin{cases} \Delta(alp-alp^{ol})_t & \text{si } \Delta(alp-alp^{ol})_t < 0 \\ 0 & \text{si } \Delta(alp-alp^{ol})_t \geq 0 \end{cases}$$

$$[\sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i}]^+ = \begin{cases} \sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i} & \text{si } \sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i} \geq 0 \\ 0 & \text{si } \sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i} < 0 \end{cases}$$

$$[\sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i}]^- = \begin{cases} \sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i} & \text{si } \sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i} < 0 \\ 0 & \text{si } \sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i} \geq 0 \end{cases}$$

Una vez construidas estas variables se han estimado las siguientes ecuaciones:

$$\Delta TM_t = (\beta_1^+ + \beta_2^+ L) [alp - alp^{oc}]_t^+ + (\beta_1^- + \beta_2^- L) [alp - alp^{oc}]_t^- + f_1(.) \quad (1)$$

$$\Delta TM_t = \beta_3^+ [\Delta (alp - alp^{ol})]_{t-1}^+ + \beta_3^- [\Delta (alp - alp^{ol})]_{t-1}^- + f_2(.) \quad (2)$$

$$\Delta TM_t = \beta_4^+ [\sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-1}]^+ + \beta_4^- [\sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-1}]^- + f_3(.) \quad (3)$$

donde $f_1(.)$, $f_2(.)$ y $f_3(.)$ recogen el conjunto de determinantes de la función de reacción, de acuerdo con la especificación del cuadro 3, distintos de la variable descompuesta en cada caso.

A partir de los resultados de la estimación de las ecuaciones (1) a (3) y de los obtenidos para la especificación básica en la sección 3.2, se puede obtener información respecto al grado de simetría de la respuesta a las variables de reacción contrastando la hipótesis nula de que $\beta^+ = \beta^-$ mediante un test estándar de la F. En el cuadro 5 se presentan los resultados de los contrastes. En la segunda columna se presenta el valor del parámetro correspondiente a cada una de las variables de la especificación básica; para el caso de $alp - alp^{oc}$, variable que se ve afectada por dos parámetros, lo que se aporta es la suma de los parámetros β_1 y β_2 . En las columnas tercera y cuarta se proporcionan los valores β^+ y β^- obtenidos en la estimación de las ecuaciones (1) a (3). Por último, en las columnas quinta y sexta se presentan respectivamente el valor del contraste de la F y su valor crítico al 5%.

Cuadro 5

CONTRASTES DE RESPUESTAS ASIMÉTRICAS					
	β	β^+	β^-	Valor del estadístico	Valor crítico al 5%
alp-alp ^{oc}	0,71	0,87	0,54	F(2,48) 2,42	3,19
alp-alp ^{ol}	0,20	0,18	0,22	F(1,49) 3,27	4,04
ipc	0,27	0,08	0,42	F(1,49) 5,80	4,04

Tal como puede apreciarse en el cuadro 5, la hipótesis de respuesta simétrica a desviaciones positivas o negativas en los objetivos de ALP no se rechaza, tanto en el caso de los objetivos a corto como a largo plazo. Sin embargo, no ocurre lo mismo con las variaciones en la tasa de inflación interanual: las realizaciones negativas de esta variable vienen afectadas por un parámetro significativamente mayor que el correspondiente a las observaciones positivas, lo que podría constituir un indicio de que en el período analizado, 1984-88, ha existido una cierta propensión a reaccionar de forma rápida, bajando el nivel de los tipos de interés, ante las primeras ganancias en términos de reducción de la tasa de inflación.

3.4.2 Respuestas no proporcionales

La segunda extensión de la ecuación básica que se ha ensayado consiste en abrir la posibilidad de que la respuesta del tipo de intervención a las variables de desviación en los objetivos de cantidad de dinero y de evolución del nivel de precios no sea proporcional; es decir, que la intensidad de la respuesta dependa de la magnitud de la desviación de los objetivos de ALP o de la magnitud de la variación en la tasa de inflación anual.

La forma en que se ha realizado este contraste es la siguiente. Se ha supuesto que los parámetros de la función de reacción dependen de la magnitud en valor absoluto que va tomando la variable correspondiente de acuerdo con una relación funcional sencilla. Así, para una variable de reacción genérica

x_t , $\beta = \gamma_0 + \gamma_1 |x_t|$, donde $|x_t|$ es el valor absoluto de x_t . De acuerdo con este supuesto se ha procedido a estimar las siguientes ecuaciones:

$$\Delta TM_t = (\gamma_{01} + \gamma_{02}L) (alp - alp^{oc})_t + (\gamma_{11} + \gamma_{12}L) [(alp - alp^{oc})_t | (alp - alp^{oc})_t |] + g_1(.) \quad (4)$$

$$\Delta TM_t = \gamma_{03} \Delta (alp - alp^{ol})_{t-1} + \gamma_{13} [\Delta (alp - alp^{ol})_{t-1} | (alp - alp^{ol})_{t-1} |] + g_2(.) \quad (5)$$

$$\Delta TM_t = \gamma_{04} \sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i} + \gamma_{14} \left[\sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i} \mid \sum_{i=1}^3 \Delta \Delta_{12} ipc_{t-i} \mid \right] + g_3(.) \quad (6)$$

donde $g_1(.)$, $g_2(.)$ y $g_3(.)$ recogen el conjunto de determinantes de la función de reacción, de acuerdo con la especificación del cuadro 3, distintos de la variable a la que se aplica el efecto no proporcional en cada caso. La comprobación de la hipótesis de no proporcionalidad a partir de las ecuaciones 4 a 6 surge de forma inmediata contrastando la significatividad de los parámetros γ_1 ; obsérvese que si no se rechaza la hipótesis nula de que $\gamma_1 = 0$, las ecuaciones 4 a 6 son equivalentes a la ecuación del cuadro 3. Si γ_1 es significativamente distinto de 0 y es positivo, entonces estaríamos ante una respuesta del tipo de intervención más que proporcional a los valores que va tomando la variable de reacción correspondiente; alternativamente, si γ_1 es negativo, la respuesta dependerá inversamente de la magnitud que tome la variable de reacción.

En el cuadro 6 se presentan los resultados de estos contrastes. En la segunda columna se presenta el valor del parámetro correspondiente a cada una de las variables de la especificación básica; al igual que en la sección anterior, para el caso de $alp - alp^{oc}$ lo que se aporta es la suma de los parámetros que componen su función de respuesta. En las columnas tercera y cuarta se proporcionan los valores de γ_0 y γ_1 obtenidos en la estimación de las ecuaciones 4 a 6. Por último, en las columnas quinta y sexta se presentan respectivamente el valor de los contrastes -una F para $alp - alp^{oc}$ y una t para las otras dos variables- y sus correspondientes valores críticos al 5%.

Cuadro 6

CONTRASTES DE RESPUESTAS NO PROPORCIONALES					
	β	γ_0	γ_1	Valor del estadístico	Valor crítico al 5%
alp-alp ^{oc}	0,71	0,35	0,40	F(2,48) 3,60	3,19
alp-alp ^{ol}	0,20	0,13	0,13	t(49) 1,12	2,01
ipc	0,27	0,13	0,07	t(49) 0,37	2,01

Puede observarse que la hipótesis de respuesta no proporcional se rechaza en el caso de las desviaciones en los objetivos a largo plazo de ALP y de las variaciones en la tasa interanual de la inflación. En cambio, no se rechaza la hipótesis para las desviaciones en los objetivos a corto plazo de ALP, detectándose que el grado de respuesta de los tipos dependerá positivamente de la magnitud de las desviaciones. Este resultado vendría a indicar que el Banco de España ha otorgado poca importancia a las desviaciones en los objetivos mensuales de ALP de pequeña magnitud, que podrían ser el resultado de perturbaciones transitorias de escasa relevancia, y que en la medida en que estas desviaciones han sido mayores la intensidad de la respuesta del Banco se ha amplificado.

3.4.3 Respuesta al comportamiento de variables del sector real

Desde mediados de los años setenta en que la instrumentación de políticas monetarias rigurosas constituyó en la mayoría de los países occidentales la principal respuesta a las presiones inflacionistas generadas por la crisis del petróleo, la utilización de las herramientas de control monetario como instrumento sistemático para estimular la actividad económica ha ido haciéndose más infrecuente bajo la convicción de que sus efectos son esencialmente de carácter transitorio. Esto no significa que en coyunturas muy específicas, en las que los riesgos de recesión parecen evidentes, las autoridades económicas hayan propiciado una disponibilidad amplia y no muy costosa de financiación al sector privado.

La convicción de que este tipo de conducta ha dominado las actuaciones de las autoridades españolas en materia de política monetaria durante los años ochenta llevó a descartar como argumentos de la función de reacción de la sección 3.2 variables que miden resultados del sector real de la economía. En el caso español, un segundo factor apoya la exclusión de esta clase de variables de dicha función: los datos más relevantes sobre el sector real se conocen con mucho retraso, por lo que es dudoso que desempeñen un papel sistemático en un proceso de toma de decisiones a nivel mensual.

No obstante este planteamiento de partida, se ha contrastado la posible influencia de este tipo de magnitudes económicas en la alteración del tipo de interés de intervención del Banco de España tomando como referencia aquellas variables del sector real más relevantes para las que se dispone de información a nivel mensual.

En primer lugar se ha escogido el Índice de Producción Industrial (IPI) que publica mensualmente el Instituto Nacional de Estadística. Dado que esta serie está sometida a revisiones frecuentes y de cierta entidad, se ha procedido al igual que con otras variables utilizadas en secciones anteriores tomando los valores observados por las autoridades en cada momento del tiempo.

La segunda variable elegida ha sido el paro registrado en las oficinas del Instituto Nacional de Empleo que publica el Ministerio de Trabajo. Esta variable se ha tomado en original (PR) -número de personas paradas- y en términos de tasa de paro (TP) utilizando como denominador los datos trimestrales de población activa de la EPA.

Finalmente, la tercera variable utilizada para este contraste ha sido el saldo de la balanza por cuenta corriente elaborado a partir de los datos del Registro de Caja del Banco de España. La corrección del desequilibrio exterior constituye, sin duda, uno de los objetivos principales de la política económica. Es dudoso, en cambio, que constituya un mecanismo de reacción para las decisiones a corto plazo de la política monetaria. En cualquier caso, pueden existir argumentos para considerar que la información que aporta el saldo por cuenta corriente resulta relevante para una política monetaria especialmente preocupada por el comportamiento de la inflación y el tipo de cambio: la persistencia de un déficit exterior elevado es un indicador de

presión de la demanda interna, por encima de la capacidad de producción de la economía, que puede derivar en una presión al alza sobre el nivel de precios; paralelamente, la evolución de la cuenta corriente, si no se ve compensada por cambios en la posición financiera frente al exterior del sector privado residente no bancario, termina presionando sobre el tipo de cambio y afectando al crecimiento de la liquidez. Los datos del saldo de la balanza por cuenta corriente se han tomado tanto en términos de flujo mensual (BCC) como de flujo acumulado desde principio de año (SBCC).

Cuadro 7

CONTRASTES DE RESPUESTA A VARIABLES DEL SECTOR REAL				
	Transformación de la variable	Significatividad 1 retardo t(49)	significatividad 1-3 retardos F(3,47)	Significatividad 1-5 retardos F(5,45)
IPI	$\Delta\Delta_{12}\ln IPI$	0,21	0,12	0,12
BCC	$\Delta\Delta_{12}BCC$	0,32	0,04	0,36
SBCC	$\Delta\Delta_{12}SBCC$	0,63	0,21	0,55
PR	$\Delta\Delta_{12}PR$	0,82	0,34	0,41
TP	$\Delta\Delta_{12}TP$	0,04	0,30	0,38
valor critico 5%		2,01	2,80	2,42

En el cuadro 7 pueden encontrarse los resultados de los contrastes realizados. En la primera y segunda columna se presentan las variables correspondientes y las transformaciones que se les han aplicado al incorporarlas a la función de reacción²⁶. En la tercera columna se presenta el contraste de la t de significatividad del parámetro de respuesta a cada una

²⁶ Estas transformaciones convierten estas variables en series estacionarias, lo que resulta necesario dado que la variable endógena de la función de reacción, ΔTM , es estacionaria. Por otro lado, estas transformaciones coincide, en general, con la forma en que parece lógico que las autoridades económicas observen estas variables.

de las variables retardadas un período²⁷. En la cuarta y quinta columna se aporta un contraste de la F de significatividad conjunta de los retardos primero al tercero y primero al quinto respectivamente.

Tal como puede apreciarse, los resultados de los contrastes son coincidentes con el planteamiento de partida de que ninguna de las variables del sector real de la economía consideradas ha tenido una incidencia sistemática en el proceso mensual de toma de decisiones de política monetaria en términos del tipo de interés de intervención del Banco de España.

3.4.4 Respuesta al comportamiento de variables del sector público

La actividad económica y financiera del Estado puede constituir un condicionante serio para la toma de decisiones de política monetaria. De hecho, en países con sistemas monetarios poco disciplinados es habitual que los bancos centrales tengan que subordinar sus acciones de control monetario a la tarea de financiar los déficit públicos. En principio, no puede decirse que esta conducta pueda aplicarse con generalidad al caso español en el período analizado, 1984-88. Ante el fuerte crecimiento de las necesidades de endeudamiento del Estado en los primeros ochenta, las autoridades económicas decidieron crear mecanismos que permitieran financiar los déficit públicos y absorber el saldo creciente de deuda del Estado sin excesivas interferencias para el control monetario. Esta pretensión subyace a la decisión de crear un coeficiente obligatorio de pagarés del Tesoro para el sistema bancario y a la fuerte elevación del nivel del coeficiente de caja, junto a la ampliación del conjunto de pasivos computables para este coeficiente, ambas medidas tomadas a principios de 1984. En esta misma lógica se inserta la decisión de otorgar un trato fiscal privilegiado a los pagarés del Tesoro respecto al resto de activos financieros a partir de mayo de 1985. Si bien todas estas medidas han introducido disfuncionalidades e ineficiencias importantes en el funcionamiento del sistema financiera español, las autoridades económicas optaron por esta estrategia, con los costes que conlleva, para preservar la política monetaria del carácter expansivo de la política presupuestaria, de forma que la primera pueda ser utilizada como instrumento principal en la lucha contra la inflación, y, simultáneamente, asegurarse una financiación

²⁷ En el caso del IPI, la variable se retarda dos periodos dado el mayor retraso con el que se dispone de estos datos.

barata del déficit público.

Aunque la pretensión de las autoridades económicas queda reflejada en las medidas reseñadas anteriormente, la posibilidad, vigente durante todo el período analizado, de que el Tesoro recurra al crédito del Banco de España, sin límites cuantitativos y sin coste alguno, ha constituido en coyunturas específicas un factor de distorsión, al menos en el corto plazo, para la instrumentación de la política monetaria. Por otro lado, el Estado se ha financiado durante el período analizado esencialmente a corto plazo y en los mercados internos, lo que, unido al hecho de que el agregado monetario sometido a control en España sea una definición amplia de liquidez, ha originado que una gran parte de los déficit públicos haya terminado monetizándose. Este decantamiento de la financiación pública hacia los mercados a corto plazo ha requerido una sintonía en las decisiones de tipos de interés del Tesoro y del Banco de España -cuyo ámbito de actuación también se centra en los mercados a corto- ya que en los períodos en los que esta coordinación no se ha asegurado suficientemente han surgido dificultades para garantizar un desenvolvimiento estable de estos mercados.

Todos estos factores dan pie a pensar que la actividad financiera del Estado ha condicionado las decisiones de política monetaria del Banco de España. El comprobar si estos condicionamientos han llegado a alcanzar un carácter tal de persistencia que les hace aparecer como un factor sistemático de respuesta dentro de la función de reacción del tipo de intervención del Banco de España constituye la tarea a abordar en esta sección. Para ello se han construido variables que recogen distintos aspectos de la actividad financiera del Estado.

En primer lugar, se ha construido un indicador sintético del tipo de interés aplicado por el Estado en sus subastas de deuda pública (TD). Este indicador se define como la media ponderada de los tipos de interés marginales a los que han ido resolviéndose las subastas de los distintos instrumentos de deuda pública (bonos, obligaciones, pagarés y letras del Tesoro); el factor de ponderación es el volumen de las emisiones brutas correspondientes. Desde junio de 1985 se ha excluido del cómputo del indicador a los pagarés del Tesoro, cuyo tipo de interés fue alejándose a partir de esa fecha de forma progresiva de los tipos vigentes en los mercados monetarios.

En segundo lugar, se han considerado variables que miden el volumen de financiación del Estado. Para evaluar el comportamiento del Estado desde el punto de vista del déficit público y de sus formas de financiación, el Banco de España realiza avances mensuales en los que las necesidades de endeudamiento del Estado acumuladas en el período transcurrido del año, así como su estructura de financiación, se prolongan con previsiones para el resto del ejercicio. El dato así obtenido se evalúa en términos de su desviación con respecto al objetivo para el conjunto del año que procede de los Presupuestos Generales del Estado y que, en su momento, fue utilizado para realizar la Programación Monetaria Anual²⁸. En concreto, de estos avances mensuales se ha tomado información respecto a las desviaciones en términos de las necesidades netas de endeudamiento del Estado (DONF) y del recurso del Tesoro al Banco de España (DORE). Dado el carácter fuertemente normativo que con frecuencia presentan las referencias que se fijan para estas magnitudes, las variables de necesidades netas de endeudamiento del Estado acumulados del año y de recurso al Banco de España se han tomado en consideración igualmente sin expresarlas en desviación a un objetivo (NF y RE), poniéndolas simplemente en relación con el comportamiento registrado en el mismo período del año anterior.

Los resultados de los contrastes realizados con todas estas variables se presentan en el cuadro 8. El método aplicado ha sido el mismo de la sección anterior.

Considerados globalmente los resultados de dicho cuadro, puede decirse que parecen existir indicios de que el comportamiento financiero del Estado ha sido un condicionante relativamente persistente de las decisiones de tipos de interés del Banco de España. No obstante, los resultados no son del todo concluyentes: los valores que toman los estadísticos se acercan en varios casos al valor crítico al 5%, pero sólo en el caso de la variable DORE lo sobrepasan ampliamente.

²⁸ En Fernández de Lis (1988) puede encontrarse una descripción detallada de la forma en que las previsiones del déficit del Estado y los mecanismos de financiación del mismo se integran en el conjunto de flujos financieros intersectoriales que configuran la Programación Monetaria Anual que realiza el Banco de España.

Cuadro 8

CONTRASTES DE RESPUESTA A VARIABLES DEL SECTOR PUBLICO				
	Tranforma- ción de la variable	Significativi- dad 1 retardo t(49)	significativi- dad 1-3 retardos F(3,47)	Significativi- dad 1-5 retardos F(5,45)
TD	ΔTD	1,15	2,16	1,76
DONF	$\Delta DONF$	1,35	0,73	0,99
DORE	$\Delta DORE$	1,63	4,00	3,28
NF	$\Delta \Delta_{12} NF$	1,95	1,23	1,55
RE	$\Delta \Delta_{12} RE$	0,46	0,62	0,89
valor critico 5%		2,01	2,80	2,42

3.4.5 Respuesta al comportamiento de contrapartidas de la cantidad de dinero

En esta última sección se toman en consideración otras contrapartidas de la cantidad de dinero que, especialmente en coyunturas muy específicas, pueden haber aportado información adicional a la suministrada por las variables incluidas previamente en la función de reacción.

Por un lado, se ha tomado la variable de crédito interno ajustado que mide la financiación otorgada por el sistema crediticio a empresas y familias (CEF). Dadas las frecuentes revisiones que se producen en esta serie, se ha procedido como en casos anteriores acudiendo a los datos históricos observados en cada momento por las autoridades.

Por otro lado, se ha considerado el comportamiento de las reservas centrales, que puede contemplarse como un indicador de las presiones ejercidas sobre la peseta en los mercados de cambios. No obstante, hay que advertir que para que esta variable informe de forma precisa sobre estas presiones es necesario que las autoridades monetarias persigan un elevado grado de estabilidad del tipo de cambio y no parece que, en principio, este haya sido el régimen que ha prevalecido en el periodo analizado. Esta variable de reservas en divisas del Banco de España se ha tomado tanto en términos del flujo mensual (RC) como del flujo acumulado desde el principio del año (SRC).

En el cuadro 9 se presentan los contrastes realizados con estas variables siguiendo la misma metodología de los secciones anteriores.

Cuadro 9

CONTRASTES DE RESPUESTA A CONTRAPARTIDAS DE LA DE CANTIDAD DINERO				
	Tranforma- ción de la variable	Significativi- dad 1 retardo t(49)	significativi- dad 1-3 retardos F(3,47)	Significativi- dad 1-5 retardos F(5,45)
CEF	$\Delta\Delta_{12}\ln\text{CEF}$	0,51	0,95	1,22
RC	ΔRC	0,42	0,14	0,48
SRC	$\Delta\Delta_{12}\text{SRC}$	0,05	0,11	0,26
valor critico 5%		2,01	2,80	2,42

Los resultados ponen de manifiesto con claridad que estas variables no parecen haber tenido un efecto sistemático en las decisiones de tipos de interés del Banco de España en el periodo analizado.

4. Conclusiones

Este trabajo pone de manifiesto que a mediados de la década de los ochenta ha tenido lugar en España un cambio en la variable instrumental del control monetario con un desplazamiento desde un régimen de cantidades, representado por un proceso de creación de liquidez mediante el esquema del multiplicador monetario, a un régimen de tipos de interés.

En la Sección 2 se aporta evidencia empírica de la falta de adecuación de la ecuación de creación de liquidez desde mediados de los años ochenta. En esta sección no es posible obtener una forma funcional estable a partir de 1984 a pesar de ensayar formulaciones alternativas, con las que se ha intentado captar la incidencia de nuevos factores sobre las oscilaciones del multiplicador monetario.

Estas inestabilidades han venido propiciadas por cambios en el comportamiento de los agentes privados, tanto entidades bancarias como público en general. Las distorsiones que estos fenómenos introducen a la hora de instrumentar sendas de activos de caja, junto a otras consideraciones de carácter más general sobre el diseño de la política monetaria, han terminado decantando al Banco de España hacia un nuevo régimen instrumental.

Se ha producido, en definitiva, un desplazamiento, más o menos gradual, desde un control de las cantidades a un control de los tipos de interés. En este contexto, la determinación de una función de reacción respecto a un tipo de interés sobre el que las autoridades puedan ejercer un control directo constituye una vía para recuperar una ecuación que resuma el comportamiento del banco emisor. En la Sección 3 de este trabajo se ha estimado una función de reacción del tipo de interés marginal de los préstamos de regulación monetaria para el período comprendido entre 1984 y 1988. Durante 1989, la incorporación de la peseta al mecanismo de cambios del SME y la subsiguiente imposición de límites al crecimiento del crédito bancario, junto a los cambios realizados en los mecanismos de control monetario a principios de 1990, han introducido cambios profundos en el diseño global de la política monetaria española (véase Malo de Molina y Pérez, 1990 y Escrivá y Malo de Molina, 1991), que, sin duda, han debido alterar la función de reacción de las autoridades monetarias con respecto a la especificación presentada en este

trabajo. Cuando se disponga de la suficiente perspectiva temporal, será el momento de evaluar la magnitud de estas alteraciones y el efecto que han tenido las restricciones crediticias vigentes durante la segunda mitad de 1989 y 1990.

Los argumentos de esta función son las variables principales que han propiciado las reacciones del Banco de España para modificar el grado de intensidad en el control monetario: desviaciones en los objetivos de cantidad de dinero, evolución de la tasa de inflación y evolución del tipo de cambio de la peseta. Los resultados obtenidos pueden considerarse aceptables en términos de estabilidad e interpretabilidad de los parámetros obtenidos, teniendo en cuenta las limitaciones de tamaño muestral.

Durante el período 1984-88, el Banco de España reaccionó sistemáticamente a las desviaciones en sus objetivos de ALP, modificando el nivel de su tipo de interés básico de intervención. Esta reacción ante el comportamiento de los objetivos cuantitativos ha venido determinada tanto por la evaluación de las desviaciones con respecto a la senda de referencia anual de ALP como por las desviaciones en los objetivos más a corto plazo establecidos igualmente por el Banco para este agregado.

Paralelamente, las autoridades monetarias se han apoyado también en la evolución observada de la tasa de inflación de la economía. Así, en la función de reacción del tipo de intervención del Banco de España se estima que las alteraciones de este tipo tienen una correspondencia con el comportamiento del nivel de precios.

Finalmente, el tipo de cambio de la peseta es la tercera variable que aparece como argumento de la función de reacción. No obstante, las estimaciones realizadas ponen de manifiesto que el tipo de cambio no constituyó un factor de reacción más o menos sistemática por parte de las autoridades monetarias con anterioridad a 1986. A partir de ese año, con la incorporación de España en la CEE, el tipo de cambio nominal de la peseta frente a los países comunitarios pasa a desempeñar un papel importante en la toma de decisiones de política monetaria. Así, en la estimación de la función de reacción se detecta, a partir de 1986, un patrón sistemático de respuesta del tipo de interés ante los movimientos del tipo de cambio de la peseta

frente a la CEE y, posteriormente, desde mediados de 1987, la respuesta de las autoridades se ha regido esencialmente por el comportamiento del marco alemán.

Los resultados de la función de reacción estimada se han utilizado para caracterizar por períodos los distintos episodios en el comportamiento del tipo de interés de intervención del Banco de España en los cinco años analizados. Se pone de manifiesto que la función se adapta mejor a los períodos de estabilidad y subida que a los de descenso de tipos de interés. Puede destacarse, igualmente, que los episodios de subida intensa del nivel de los tipos suelen venir acompañados por fuertes desviaciones en los objetivos de ALP, mientras que los episodios de bajada se enmarcan en períodos de buen comportamiento del IPC.

Por último, se han ensayado posibles extensiones de la función de reacción, tomando en consideración factores cuya introducción en la misma es, en principio, incierta. Por un lado, se ha analizado la existencia de respuestas asimétricas o no proporcionales al comportamiento de algunas variables de reacción, obteniéndose indicios de respuesta asimétrica en el caso de la inflación y de respuesta no proporcional en el caso de las desviaciones en los objetivos a corto plazo de ALP. Por otro lado, se ha comprobado si variables no incorporadas en principio a la función de reacción podrían haber tenido influencia sistemática en las decisiones del Banco de España. No se obtienen resultados positivos para variables reales (IPI, paro, saldo cuenta corriente) para contrapartidas de la cantidad de dinero (crédito interno a empresas y familias) o para contrapartidas de los activos de caja (reservas centrales). En cambio, se obtienen indicios de que algunas variables que miden determinados aspectos de la política financiera del Estado han podido condicionar de forma más o menos sistemática las decisiones de tipos de interés del Banco de España.

Apéndice 1: derivación del multiplicador de ALP.

La formulación del multiplicador que se realiza a continuación es análoga a la realizada para el caso de M3 en el estudio de Mauleón, Pérez y Sanz.

Se parte de las siguientes definiciones:

ALP : Activos líquidos en manos del público
E : Efectivo en manos del público
DBE : Depósitos del Banco de España
DC : Depósitos de cooperativas de crédito
PC : Pasivos computables
AE : Pasivos computables no incluidos en ALP
TP : Títulos públicos
OS : Operaciones de seguro
OANC : Otros activos líquidos no computables;

de forma que la definición de ALP viene dada por la expresión:

$$ALP = E + DBE + DC + PC - AE + TP + OS + OANC .$$

Dividiendo la igualdad anterior por PC y reordenando términos se obtiene que

$$ALP = (1 + k + h + n - a + t + o + s) PC ,$$

donde

$$k = \frac{E}{PC} , \quad h = \frac{DBE}{PC} ,$$

$$n = \frac{DC}{PC} , \quad a = \frac{AE}{PC} ,$$

$$t = \frac{TP}{PC} , \quad o = \frac{OS}{PC} , \quad y$$

$$s = \frac{QANC}{PC} .$$

Si además se hace

$$m = \frac{AC}{PC} ,$$

se obtiene la expresión básica del multiplicador:

$$ALP = \frac{1 + k + h + n - a + t + o + s}{m} AC .$$

Si se utiliza el subíndice α para hacer referencia a las entidades sujetas al cumplimiento del coeficiente de caja y el subíndice β para señalar a las entidades que, debido a su especial situación, están exentas de dicho cumplimiento, se puede escribir:

$$m = \frac{AC_{\alpha} + AC_{\beta}}{PC} = r_{\alpha} \theta + r_{\beta} (1 - \theta) , \quad \text{donde}$$

$$r_{\alpha} = \frac{AC_{\alpha}}{PC_{\alpha}} ,$$

$$r_{\beta} = \frac{AC_{\beta}}{PC_{\beta}}, \text{ y,}$$

$$\theta = \frac{PC_{\alpha}}{PC}.$$

Para las entidades del grupo α , es decir, sujetas al cumplimiento del coeficiente de caja, se puede desglosar su coeficiente mantenido en coeficiente legal de caja y coeficiente de excedentes, por lo que se llega a

$$m = (q + e_{\alpha}) \theta + r_{\beta} (1 - \theta).$$

Sustituyendo la igualdad anterior en la del multiplicador, tomando logaritmos, diferenciando y aproximando en tiempo discreto, se alcanza la expresión siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(ALP) = & \frac{\Delta k + \Delta h + \Delta n - \Delta a + \Delta t + \Delta o + \Delta s}{1 + k + h + n - a + t + o + s} - \\ & - \frac{\theta (\Delta q + \Delta e_{\alpha}) + (q + e_{\alpha} - r_{\beta}) \Delta \theta + (1 - \theta) \Delta r_{\beta}}{m} + \\ & + \Delta \ln(AC). \end{aligned}$$

Dado que los activos de caja pueden mantenerse en depósitos en el Banco de España o en efectivo (en la actualidad el efectivo no es un activo computable), se puede obtener para las entidades no sujetas al coeficiente de caja la siguiente expresión:

$$r_{\beta} = re_{\beta} + rd_{\beta} = \frac{E_{\beta}}{PC_{\beta}} + \frac{DE_{\beta}}{PC_{\beta}}$$

donde E_β y DE_β son el efectivo de dichas entidades y los depósitos mantenidos en el Banco de España mientras que re_β y rd_β son sus coeficientes de efectivo y de depósitos, respectivamente.

Diferenciando la expresión anterior y aproximando en tiempo discreto se obtiene que

$$\Delta r_\beta = \Delta re_\beta + \frac{\Delta DE_\beta - rd_\beta \Delta PC_\beta}{PC_\beta}$$

y, finalmente

$$\frac{1-\theta}{m} \Delta r_\beta = \frac{1-\theta}{m} \Delta re_\beta + \frac{1}{AC} \Delta DE_\beta - \frac{1}{AC} rd_\beta \Delta PC_\beta,$$

Utilizando esta última igualdad y reorganizando los términos convenientemente, se llega a la expresión definitiva del multiplicador monetario:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(ALP) &= \frac{\Delta k + \Delta h + \Delta n - \Delta a + \Delta t + \Delta o + \Delta s}{1 + k + h + n - a + t + o + s} - \\ &- \frac{q + e_\pi - r_\beta \Delta \theta}{m} - \frac{1-\theta}{m} \Delta re_\beta + \frac{1}{AC} rd_\beta \Delta PC_\beta - \frac{\theta}{m} \Delta e_\pi + \\ &+ \Delta \ln(AC) - \frac{1}{AC} \Delta DE_\beta - \frac{\theta}{m} \Delta q, \end{aligned}$$

donde la variación de los activos de caja corregidos viene dada por la expresión:

$$\Delta \ln(ACC) = \Delta \ln(AC) - \frac{1}{AC} \Delta DE_\beta - \frac{\theta}{m} \Delta q.$$

Apéndice 2: listado de variables utilizadas en el trabajo.

A2.1 Variables de la ecuación de creación de liquidez.

	ALP	ACC	ILD	ILM	DIF	VOL	COCA
74 I	3798,7	188,2	7,88	11,69	-7,11	1,07	5,91
74 II	3962,1	202,9	13,20	14,28	-7,58	0,57	6,08
74 III	4142,2	215,9	12,19	12,88	-7,60	0,60	6,10
74 IV	4300,4	233,8	5,17	8,50	-8,00	0,10	6,08
75 I	4523,5	243,2	6,82	9,86	-8,15	0,36	6,01
75 II	4677,0	247,5	6,01	9,87	-8,04	5,03	6,05
75 III	4946,3	260,0	6,27	10,04	-7,77	0,52	6,07
75 IV	5136,1	266,5	7,68	10,89	-7,66	0,94	6,03
76 I	5389,0	280,1	10,73	12,85	-7,33	6,72	5,97
76 II	5565,7	289,6	8,44	10,94	-7,10	3,17	6,01
76 III	5854,0	303,7	13,23	15,39	-7,15	6,47	5,83
76 IV	6090,3	316,4	7,46	15,00	-6,49	1,71	5,68
77 I	6413,3	331,3	14,54	15,04	-6,38	7,39	5,46
77 II	6650,3	344,9	9,14	12,39	-6,38	5,84	5,15
77 III	7025,5	360,0	15,90	17,12	-5,47	7,58	5,01
77 IV	7258,5	369,0	12,91	16,83	-5,92	1,66	5,13
78 I	7582,1	386,9	9,95	13,76	-5,80	1,22	5,23
78 II	7916,1	401,5	10,57	14,54	-5,36	1,80	5,39
78 III	8408,6	422,3	11,99	15,33	-4,60	15,54	5,74
78 IV	8706,8	436,9	11,81	16,11	-5,83	10,57	5,75
79 I	9177,0	461,3	11,34	15,18	-6,56	2,94	5,75
79 II	9534,6	479,2	16,92	19,55	-6,84	19,38	5,75
79 III	9997,4	501,8	14,28	16,85	-6,81	7,61	5,75
79 IV	10328,2	519,4	10,00	12,52	-7,89	1,81	5,75
80 I	10799,1	542,9	13,79	14,11	-9,00	1,10	5,75
80 II	11176,7	559,9	16,95	17,65	-9,03	5,08	5,75
80 III	11744,1	585,1	14,14	14,61	-9,35	0,20	5,75
80 IV	12126,8	604,9	16,94	16,30	-9,83	0,11	5,75
81 I	12558,1	626,8	14,51	15,07	-9,31	1,90	5,75
81 II	12970,6	645,1	16,41	15,70	-8,51	0,05	5,75
81 III	13634,8	674,5	17,16	16,03	-7,95	0,45	5,75
81 IV	14111,6	697,7	18,17	15,53	-8,58	0,29	5,75
82 I	14753,3	729,0	14,96	14,39	-8,31	5,03	5,75
82 II	15401,7	764,2	17,52	16,10	-8,36	5,21	5,75
82 III	16194,0	792,9	15,01	15,45	-8,44	4,66	5,75
82 IV	16728,3	816,6	21,34	17,71	-8,39	1,64	5,98

	ALP	ACC	I1D	I1M	DIF	VOL	COCA
83 I	17418,6	843,1	17,26	16,40	-8,01	2,89	6,75
83 II	17998,5	858,9	20,42	20,41	-8,93	0,75	6,75
83 III	18742,5	886,9	21,73	22,86	-9,64	14,85	7,31
83 IV	19272,7	918,0	18,41	20,32	-9,85	22,53	7,75
84 I	20001,6	993,8	14,46	17,33	-9,05	10,15	16,56
84 II	20462,7	1004,6	11,82	14,39	-9,20	11,55	18,00
84 III	21537,5	1048,6	12,12	12,99	-8,67	4,14	18,00
84 IV	22081,0	1080,5	12,01	12,54	-7,08	0,56	18,00
85 I	22898,4	1119,2	11,89	12,21	-5,76	1,61	18,00
85 II	23677,7	1142,4	12,39	12,95	-6,27	4,36	18,00
85 III	24468,3	1150,8	12,24	12,65	-7,11	1,98	18,00
85 IV	25053,8	1159,8	9,92	10,16	-5,69	1,84	18,00
86 I	25930,6	1160,5	10,10	10,71	-6,00	2,49	18,00
86 II	26659,2	1133,3	12,09	12,10	-5,43	0,03	18,00
86 III	27402,3	1165,2	12,06	12,13	-5,62	0,16	18,00
86 IV	28026,8	1194,2	11,71	11,68	-4,60	0,02	18,00

A2.2 Variables de la función de reacción.

	TM	IPC (1)	alp - alp ^{pc}	alp - alp ^{ol}	TCPD	TCEE	TMAR (2)
8004	17,62	15,7	0,83	0,44	78,56	76,12	69,43
8005	16,28	15,2	-0,18	0,84	77,04	76,12	69,43
8006	12,71	15,9	-0,13	-0,17	77,02	76,12	69,43
8007	12,61	15,1	0,07	0,29	75,67	76,12	69,43
8008	12,20	15,3	-0,06	0,43	74,99	76,12	69,43
8009	12,88	15,0	0,00	-0,05	73,91	76,12	69,43
8010	13,74	14,4	0,02	0,00	73,72	76,12	69,43
8011	15,24	15,3	-0,32	0,02	73,76	76,12	69,43
8012	16,75	15,2	-0,54	-0,32	72,77	76,12	69,43
8101	15,76	14,4	-0,81	-0,47	71,81	76,12	69,43
8102	12,15	14,0	-1,10	-0,84	70,60	76,12	69,43
8103	11,66	15,6	-0,19	-1,11	70,65	76,12	69,43

	TM	IPC (1)	alp - alp ^{oe}	alp - alp ^{ol}	TCPD	TCEE	TMAR (2)
8104	12,76	15,6	-0,03	-0,97	70,61	76,12	69,43
8105	15,19	15,4	0,34	-0,93	70,65	76,12	69,43
8106	16,34	13,7	-0,08	-0,49	70,09	76,12	69,43
8107	14,62	14,3	-0,27	-0,84	69,47	76,12	69,43
8108	15,42	14,4	-0,10	-0,96	69,04	76,12	69,43
8109	16,32	14,1	-0,04	-0,72	69,54	76,12	69,43
8110	14,58	14,4	0,12	-0,52	68,66	76,12	69,43
8111	18,40	14,3	0,38	-0,40	68,25	76,12	69,43
8112	16,04	14,4	0,32	-0,38	67,74	76,12	69,43
8201	11,27	14,5	0,09	0,21	67,61	76,12	69,43
8202	13,80	14,8	-0,09	0,09	67,69	76,12	69,43
8203	14,76	13,6	0,47	-0,09	66,24	76,12	69,43
8204	16,71	14,0	0,62	0,47	66,18	76,12	69,43
8205	16,49	15,1	1,29	1,00	66,42	76,12	69,43
8206	18,97	16,1	0,99	1,68	65,77	76,12	69,43
8207	15,03	15,3	-0,44	1,44	65,60	76,12	69,43
8208	14,22	14,7	-0,13	0,83	65,67	76,12	69,43
8209	11,53	14,0	0,43	0,69	65,86	76,12	69,43
8210	18,32	13,8	0,61	1,13	65,55	76,12	69,43
8211	19,77	13,2	0,10	1,31	64,17	76,12	69,43
8212	17,72	14,0	0,08	0,83	58,61	76,12	69,43
8301	12,80	13,6	0,29	0,05	57,77	76,12	69,43
8302	15,32	13,3	0,16	0,34	57,23	76,12	69,43
8303	15,64	12,9	-0,10	0,20	56,28	76,12	69,43
8304	19,08	12,9	0,43	-0,08	55,83	76,12	69,43
8305	21,61	11,8	0,54	0,36	55,34	76,12	69,43
8306	20,39	11,3	-0,28	0,55	54,46	76,12	69,43
8307	22,19	10,3	0,37	-0,28	53,48	76,12	69,43
8308	24,23	11,0	0,61	0,45	53,54	76,12	69,43
8309	22,91	11,8	0,93	0,70	53,34	76,12	69,43
8310	22,63	12,2	1,43	1,64	52,93	76,12	69,43
8311	21,83	13,0	0,48	2,21	52,79	76,12	69,43

	TM	IPC (1)	alp - alp ^{oc}	alp - alp ^{ol}	TCPD	TCEE	TMAR (2)
8312	20,57	12,2	0,00	2,70	52,69	76,12	69,43
8401	20,39	12,1	0,15	0,00	53,00	76,12	69,43
8402	18,82	11,9	-0,02	0,15	53,69	76,12	69,43
8403	18,61	12,1	0,42	-0,08	53,90	76,12	69,43
8404	18,63	11,2	0,16	0,34	54,35	76,12	69,43
8405	16,46	11,3	-0,70	0,03	54,55	76,12	69,43
8406	13,46	11,4	0,02	-0,72	54,28	76,12	69,43
8407	12,63	12,7	1,42	-0,26	53,73	76,12	69,43
8408	13,00	12,0	1,07	1,16	53,17	76,12	69,43
8409	13,00	11,4	0,58	1,09	53,26	76,12	69,43
8410	13,06	10,5	0,58	1,26	53,29	76,12	69,43
8411	12,72	10,0	-0,26	1,32	53,68	76,12	69,43
8412	12,50	9,0	0,46	0,97	53,88	76,12	69,43
8501	12,50	9,4	-0,34	0,00	53,96	76,12	69,43
8502	12,38	9,7	0,48	-0,26	53,57	76,12	69,43
8503	12,29	9,5	0,45	0,29	53,33	76,12	69,43
8504	12,69	10,2	0,64	0,45	53,65	76,12	69,43
8505	12,91	9,9	0,92	0,87	52,97	76,12	69,43
8506	13,93	8,9	1,25	0,93	52,45	76,12	69,43
8507	14,26	7,9	0,15	2,05	52,41	76,12	69,43
8508	13,51	7,3	-0,59	1,00	52,37	76,12	69,43
8509	11,49	8,3	0,22	0,39	51,57	76,12	69,43
8510	11,00	8,2	0,04	0,61	51,06	76,12	69,43
8511	10,69	8,5	-0,40	0,42	50,91	76,12	69,43
8512	10,50	8,2	0,26	-0,20	51,18	76,12	69,43
8601	10,50	9,3	0,01	0,00	51,18	76,06	69,43
8602	10,50	9,0	1,04	0,07	51,18	76,10	69,43
8603	10,98	8,6	0,66	0,77	51,18	76,22	69,43
8604	11,95	7,8	0,49	1,37	51,18	76,22	69,43
8605	11,90	7,8	-0,05	1,10	51,18	76,10	69,43
8606	11,80	8,9	1,00	1,03	51,18	75,79	69,43
8607	12,21	9,4	-0,87	1,89	51,18	76,53	69,43

	TM	IPC (1)	alp - alp ^{cc}	alp - alp ^{ol}	TCPD	TCEE	TMAR (2)
8608	12,25	9,5	-1,02	0,85	51,18	76,26	69,43
8609	11,93	9,5	0,09	-0,17	51,18	75,91	69,43
8610	11,68	9,3	0,13	0,08	51,18	75,58	69,43
8611	11,63	8,2	0,17	0,22	51,18	74,67	69,43
8612	11,70	8,3	0,11	0,18	51,18	74,45	69,43
8701	12,11	6,0	0,40	0,28	51,18	72,94	69,43
8702	12,52	6,0	0,65	0,00	51,18	72,24	69,43
8703	13,68	6,3	0,97	0,63	51,18	72,02	69,43
8704	15,03	6,3	0,71	1,32	51,18	72,03	69,43
8705	18,95	5,8	1,33	1,76	51,18	72,23	69,43
8706	19,13	4,9	1,12	2,00	51,18	72,90	69,43
8707	18,61	4,9	0,23	1,77	51,18	72,90	68,70
8708	17,58	4,6	0,89	1,69	51,18	72,90	67,65
8709	17,38	4,4	0,27	1,06	51,18	72,90	66,95
8710	16,56	4,7	0,82	1,18	51,18	72,90	65,79
8711	14,50	4,7	0,28	1,86	51,18	72,90	67,28
8712	13,91	4,6	0,16	2,00	51,18	72,90	67,80
8801	13,26	4,5	0,49	0,27	51,18	72,90	67,95
8802	12,26	4,3	-0,22	0,69	51,18	72,90	67,41
8803	11,35	4,5	-0,09	0,47	51,18	72,90	67,05
8804	11,00	3,9	0,45	0,38	51,18	72,90	66,27
8805	10,86	4,0	0,00	0,64	51,18	72,90	66,17
8806	10,50	4,4	0,14	0,64	51,18	72,90	66,13
8807	10,50	4,7	-0,20	0,78	51,18	72,90	66,26
8808	10,47	5,8	-0,38	0,58	51,18	72,90	65,75
8809	10,65	5,7	0,02	0,19	51,18	72,90	66,57
8810	11,38	5,2	0,29	0,14	51,18	72,90	66,05
8811	11,40	5,4	0,23	0,35	51,18	72,90	65,79
8812	12,04	5,8	0,56	0,50	51,18	72,90	64,74

(1) Esta variable se presenta en términos de tasa de crecimiento interanual del IPC.

(2) En el modelo se utiliza la inversa de esta variable -el tipo de cambio marco/peseta- para mantener la homogeneidad con las otras dos variables de tipo de cambio.

Bibliografía

- Abrams, Richard; Froyen, Richard y Wand, Roger (1980): "Monetary Policy Reaction Functions, Consistent Expectations, and The Burns Era", Journal of Money, Credit and Banking, vol 12, nº 1, págs. 30-42.
- Artus, Patrick; Barroux, Yves y Pecha, Jacques (1987): "Objectif quantitatif de croissance de la masse monétaire et fonction de réaction des autorités monétaires", Cahiers Economiques et Monétaires, nº 27, págs 49-58.
- Brunner, Karl y Metzler, Allan H. (1989): Monetary Economics, Blackwell, Oxford.
- Brunner, Karl y Meltzer, Allan H. (1990): "Money Supply", en Handbook of Monetary Economics, (B. Friedman y F. Hahn editores), North-Holland, Amsterdam, págs 357-494b.
- Coudert, Virginie (1987): "Les fonctions de réaction des autorités monétaires allemandes, françaises et anglaises", Observations et Diagnostics Economiques, nº 19, págs 175-188.
- Dua, Pami (1988): "A policy reaction function for nominal interest rates in the UK: 1972Q3-1982Q4", Bulletin of Economic Research, vol. 40, nº 1, págs. 57-72.
- Escrivá, José Luis; Espasa, Antoni; Pérez, José y Salaverría Julia (1987): "A Short-term Econometric Model for Spanish Monetary Policy", ponencia presentada en AEA Conference on Monetary and Financial Models, Ginebra.
- Escrivá, José Luis y Espasa, Antoni (1988). "An Econometric Model for Determination of Banking System Excess Reserves", en Economic Modelling in the OECD countries (H. Motamen editor). Chapman and Hall. págs. 609-652.

- Escrivá, José Luis y Malo de Molina, José Luis (1991): La instrumentación de la política española en el marco de la integración europea, Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo nº 9104.
- Escrivá, José Luis y Peñalosa, Juan María (1989): "Indicadores sobre la intensidad del control de la cantidad de dinero por parte del Banco de España", Boletín Económico del Banco de España, marzo, págs. 33-61.
- Fernández de Lis, Santiago (1988): Programación monetaria en España: la experiencia reciente, ponencia presentada en el Seminario sobre Programación Financiera organizado por el Banco de Venezuela, Maracaibo, enero.
- Frost, David A. (1977): "Short-term Fluctuations on the Money Multiplier and Monetary Control", Journal of Money, Credit and Banking, abril, págs. 185-179.
- Goodhart, Charles A.E. (1984): Monetary Theory and Practice: The UK Experience, Macmillan Press, London.
- Hagen, Jürgen von (1986): Strategien kurzfristiger Geldmengensteuerung, Verlag Weltarchiv. Hamburg.
- Hagen, Jürgen von (1990): "Operating Targets and Information Variables in Money Multiplier Forecasting", Weltwirtschaftliches Archiv, vol. 126, nº 4, págs 643-661.
- Malo de Molina, José Luis y Pérez, José (1990): "La política monetaria española en la transición hacia la unión monetaria europea", Papeles de Economía Española, nº 43, págs. 31-51.
- Mauleón, Ignacio y Pérez, José (1984): Interest Rates Determinants and Consequences for Macroeconomic Performance in Spain, Banco de España, Servicio de Estudios, documento de trabajo nº 8420.

Mauleón, Ignacio; Pérez, José y Sanz, Beatriz (1986): Los activos de caja y la oferta de dinero, Banco de España, Servicio de Estudios, Estudios Económicos n° 40.

Mauleón, Ignacio (1988): "A quarterly econometric model for the Spanish economy", en Economic Modelling in the OECD countries (H. Motamen editor). Chapman and Hall. págs. 683-712.

Novalés, Alfonso (1987): "La controlabilidad de los agregados monetarios", Papeles de Economía Española, n° 32, págs. 63-78.

Quirós Gabriel (1990): "La Evolución del efectivo en manos del público", Papeles de Economía Española, n° 43, págs. 52-62.

Rasche, Robert H. y Johannes, James M. (1987): Controlling the Growth of Monetary Aggregates, Kluwer Academic, Boston.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 8701 **Agustín Maravall:** The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.
- 8702 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (con una aplicación a la oferta monetaria en España).
- 8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo:** La peseta y el Sistema Monetario Europeo: un modelo del tipo de cambio peseta-marco.
- 8704 **Gonzalo Gil:** The functions of the Bank of Spain.
- 8705 **Agustín Maravall:** Descomposición de series temporales, con una aplicación a la oferta monetaria en España: comentarios y contestación.
- 8706 **P. L'Hotellerie y J. Viñals:** Tendencias del comercio exterior español. Apéndice estadístico.
- 8707 **Anindya Banerjee and J. Dolado:** Tests of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis in the Presence of Random Walks: Asymptotic Theory and Small-Sample Interpretations.
- 8708 **Juan J. Dolado and Tim Jenkinson:** Cointegration: A survey of recent developments.
- 8709 **Ignacio Mauleón:** La demanda de dinero reconsiderada.
- 8801 **Agustín Maravall:** Two papers on ARIMA signal extraction.
- 8802 **Juan José Camio y José Rodríguez de Pablo:** El consumo de Alimentos no elaborados en España: Análisis de la información de MERCASA.
- 8803 **Agustín Maravall and Daniel Peña:** Missing Observations in Time Series and the «DUAL» Autocorrelation Function.
- 8804 **José Viñals:** El Sistema Monetario Europeo. España y la política macroeconómica. (Publicada una versión en inglés con el mismo número.)
- 8805 **Antoni Espasa:** Métodos cuantitativos y análisis de la coyuntura económica.
- 8806 **Antoni Espasa:** El perfil de crecimiento de un fenómeno económico.
- 8807 **Pablo Martín Aceña:** Una estimación de los principales agregados monetarios en España: 1940-1962.
- 8808 **Rafael Repullo:** Los efectos económicos de los coeficientes bancarios: un análisis teórico.
- 8901 **M² de los Llanos Matea Rosa:** Funciones de transferencia simultáneas del índice de precios al consumo de bienes elaborados no energéticos.
- 8902 **Juan J. Dolado:** Cointegración: una panorámica.
- 8903 **Agustín Maravall:** La extracción de señales y el análisis de coyuntura.
- 8904 **E. Morales, A. Espasa y M. L. Rojo:** Métodos cuantitativos para el análisis de la actividad industrial española. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9001 **Jesús Albarracín y Concha Artola:** El crecimiento de los salarios y el deslizamiento salarial en el período 1981 a 1988.
- 9002 **Antoni Espasa, Rosa Gómez-Churrua y Javier Jareño:** Un análisis econométrico de los ingresos por turismo en la economía española.
- 9003 **Antoni Espasa:** Metodología para realizar el análisis de la coyuntura de un fenómeno económico. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9004 **Paloma Gómez Pastor y José Luis Pellicer Miret:** Información y documentación de las Comunidades Europeas.
- 9005 **Juan J. Dolado, Tim Jenkinson and Simon Sosvilla-Rivero:** Cointegration and unit roots: A survey.
- 9006 **Samuel Bentolila and Juan J. Dolado:** Mismatch and Internal Migration in Spain, 1962-1986.
- 9007 **Juan J. Dolado, John W. Galbraith and Anindya Banerjee:** Estimating euler equations with integrated series.

- 9008 **Antoni Espasa y Daniel Peña:** Los modelos ARIMA, el estado de equilibrio en variables económicas y su estimación. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9009 **Juan J. Dolado and José Viñals:** Macroeconomic policy, external targets and constraints: the case of Spain.
- 9010 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and John W. Galbraith:** Recursive and sequential tests for unit roots and structural breaks in long annual GNP series.
- 9011 **Pedro Martínez Méndez:** Nuevos datos sobre la evolución de la peseta entre 1900 y 1936. Información complementaria.
- 9101 **Javier Valles:** Estimation of a growth model with adjustment costs in presence of unobservable shocks.
- 9102 **Javier Valles:** Aggregate investment in a growth model with adjustment costs.
- 9103 **Juan J. Dolado:** Asymptotic distribution theory for econometric estimation with integrated processes: a guide.
- 9104 **José Luis Escrivá y José Luis Malo de Molina:** La instrumentación de la política monetaria española en el marco de la integración europea. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9105 **Isabel Argimón y Jesús Briones:** Un modelo de simulación de la carga de la deuda del Estado.
- 9106 **Juan Ayuso:** Los efectos de la entrada de la peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9107 **Juan J. Dolado y José Luis Escrivá:** La demanda de dinero en España: definiciones amplias de liquidez. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9108 **Fernando C. Ballabriga:** Instrumentación de la metodología VAR.
- 9109 **Soledad Núñez:** Los mercados derivados de la deuda pública en España: marco institucional y funcionamiento.
- 9110 **Isabel Argimón y José M^a Roldán:** Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9111 **José Luis Escrivá y Román Santos:** Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España.

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1987 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

<p>Información: Banco de España Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión Teléfono: 338 51 80 Alcalá, 50. 28014 Madrid</p>
--